

### Krankenstands- und Arbeitslosenquote in Deutschland: eine ökonomische Perspektive

Pietzner, Gunnar

Postprint / Postprint

Monographie / phd thesis

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

Rainer Hampp Verlag

#### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Pietzner, G. (2007). *Krankenstands- und Arbeitslosenquote in Deutschland: eine ökonomische Perspektive*. (Organisationsökonomie humaner Dienstleistungen, 15). München: Hampp. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-324939>

#### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

#### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

*Gunnar Pietzner:*

## **Krankenstands- und Arbeitslosenquote in Deutschland. Eine ökonomische Perspektive**

*Organisationsökonomie humaner Dienstleistungen*, hrsg. von D. Sadowski u. B. Frick, Bd. 15  
ISBN 978-3-86618-138-0, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 2007, 213 S., € 22.80

Der nicht nur in Deutschland zu beobachtende inverse Zusammenhang zwischen Krankenstand und Fehlzeitenquote nimmt seit Jahren eine prominente Stellung in der wirtschaftswissenschaftlichen Diskussion ein. Die vorliegende Arbeit versucht dieses Phänomen als Konsequenz individueller Entscheidungen zu erklären. Grundlage für die Erklärung und die folgende empirische Überprüfung bildet die Effizienzlohntheorie. Diese erklärt das Auftreten von arbeitnehmerseitigen Fehlzeiten als Resultat eines Nutzenmaximierungsprozesses. In Zeiten wirtschaftlicher Stagnation bzw. Rezession, die ihren Ausdruck in steigenden Arbeitslosenquoten findet, werden Arbeitnehmer ihren Umfang an Fehlzeiten einschränken, um die für sie negativen Konsequenzen zu reduzieren.

Dem gegenüber liefert die Selektionshypothese eine auf Arbeitgeberentscheidung gestützte Deutung für die Höhe des Krankenstandes. Arbeitgeber werden in Phasen des wirtschaftlichen Abschwungs ihre Personalkapazitäten so anzupassen versuchen, dass die weniger produktiven, das heißt häufiger kranken, Arbeitnehmer zuerst entlassen werden.

Mit Hilfe der Daten des Sozioökonomischen Panels werden die im Rahmen des theoretischen Teils postulierten Hypothesen einer empirischen Überprüfung unterzogen.

**Schlüsselwörter:** Fehlzeiten, Krankenstand, Arbeitslosenquote, Effizienzlohntheorie, Negativ-Binomial-Regression

*Gunnar Pietzner* wurde 1975 in Greifswald geboren. Er studierte Betriebswirtschaft mit dem Schwerpunkt Personal- und Organisationsökonomik in Greifswald. Seit 2002 ist er an der Universität Witten/Herdecke als wissenschaftlicher Mitarbeiter beschäftigt. Im Jahr 2006 schloss er sein Promotionsstudium an der Universität Witten/Herdecke ab.

# Organisationsökonomie humaner Dienstleistungen

Band 15

herausgegeben von Dieter Sadowski  
und Bernd Frick

Herausgeberbeirat:

Prof. Dr. Oliver Fabel, Betriebswirtschaftslehre, Universität Konstanz

Prof. Dr. Klaus Harney, Erziehungswissenschaften, Universität Bochum

Prof. Dr. Anthony Ogus, Rechtswissenschaft, Universität Manchester

Prof. Dr. Ronald Schettkat, Volkswirtschaftslehre, Universität Utrecht

Die Herausgeber danken den Mitgliedern ihres Beirats für deren  
gutachterliche Tätigkeit.

Gunnar Pietzner

# Krankenstands- und Arbeitslosenquote in Deutschland

Eine ökonomische Perspektive

### **Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek**

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.d-nb.de> abrufbar.

ISBN: 978-3-86618-138-0

Organisationsökonomie humaner Dienstleistungen: ISSN 0948-6518

1. Auflage, 2007

Zugl.: Witten/Herdecke, Univ., Diss. 2006

Umschlagbild: Aus dem Skizzenbuch des Villard d'Honnecourt um 1235. Paris, Bibliothèque Nationale

*Liebe Leserinnen und Leser!*

*Wir wollen Ihnen ein gutes Buch liefern. Wenn Sie aus irgendwelchen Gründen nicht zufrieden sind, wenden Sie sich bitte an uns.*

∞ *Dieses Buch ist auf säurefreiem und chlorfrei gebleichtem Papier gedruckt.*

© 2007 Rainer Hampp Verlag München und Mering  
Meringzeller Str. 10 D - 86415 Mering

[www.Hampp-Verlag.de](http://www.Hampp-Verlag.de)

Alle Rechte vorbehalten. Dieses Werk einschließlich aller seiner Teile ist urheberrechtlich geschützt. Jede Verwertung außerhalb der engen Grenzen des Urheberrechtsgesetzes ist ohne schriftliche Zustimmung des Verlags unzulässig und strafbar. Das gilt insbesondere für Vervielfältigungen, Mikroverfilmungen, Übersetzungen und die Einspeicherung in elektronische Systeme.

---

## Geleitwort

Ungeachtet der Tatsache, dass der negative Zusammenhang zwischen der Arbeitslosenquote und dem Krankenstand mittlerweile als ein „stylisiertes Faktum“ in der Personal- und Organisationsökonomie gilt, ist die primär theoretische Frage, worauf die gegenläufige Entwicklungen zurückzuführen sind, keineswegs abschließend beantwortet. Dieser Zustand ist im Wesentlichen damit zu erklären, dass die beiden dominanten Erklärungsansätze gleichermaßen plausibel sind und sich keineswegs wechselseitig ausschließen.

Die „Selektionshypothese“ basiert auf der Annahme, dass die Personalverantwortlichen in den Unternehmen in Rezessionsphasen versuchen werden, die weniger produktiven (und damit die krankheitsanfälligeren) Mitarbeiter als erste zu entlassen. In dem Maße, in dem dies gelingt, wird die aggregierte Krankheitsquote mit sinkender Beschäftigtenzahl ebenfalls sinken. Werden in dem anschließenden Aufschwung die Arbeitssuchenden entsprechend ihrer erwarteten Produktivität wieder eingestellt, nimmt mit steigender Beschäftigtenzahl der Krankenstand erneut zu.

Demgegenüber argumentieren die Vertreter der „Motivationshypothese“, dass die beobachtbaren Veränderungen des Krankenstandes primär mit einer rezessionsbedingten Zunahme der Opportunitätskosten des „Krankfeierns“ zu erklären sind. Gegeben die typischen „Fehlzeitenmuster“ liege der Schluss nahe, dass eine Zunahme der Arbeitslosigkeit eine disziplinierende Wirkung habe. In dem Maße, wie die Arbeitnehmer um den eigenen Arbeitsplatz fürchten müssten, gingen die motivationsbedingten Fehlzeiten zurück. Umgekehrt würden die Anreize zum „Blaumachen“ bei sinkender Arbeitslosenquote wieder zunehmen, was sich in einer erneuten Zunahme des Krankenstandes niederschlagen wird.

Gunnar Pietzner hat sich zur Aufgabe gemacht, die relative Erklärungskraft der beiden Hypothesen mit Hilfe der Daten des „Sozio-ökonomischen Panels“ zu quantifizieren. Auf Grund des mittlerweile zwei Jahrzehnte umfassenden Erhebungszeitraumes einerseits und der Stichprobengröße andererseits ist das „Sozio-ökonomische Panel“ wie keine andere Datenquelle zur Beantwortung der Forschungsfrage geeignet.

Die vom Autor verwendeten ökonometrischen Verfahren – es handelt sich um Zähldatenmodelle – entsprechen dem „state of the art“. Die Arbeit stellt in sofern nicht nur eine aus ökonometrischer Sicht lesenwerte Lektüre dar, sie ist auch aus betriebswirtschaftlicher Perspektive ohne Zweifel ein ebenso originärer wie origineller Beitrag zum wissenschaftlichen Fortschritt.

Witten, im Februar 2007

Prof. Dr. Bernd Frick

---

## Vorwort

„Die Wissenschaft [...] nötigt uns, den Glauben an einfache Kausalitäten gerade dort aufzugeben, wo Alles so leicht begreiflich scheint und wir die Narren des Augenscheins sind.“

Friedrich Nietzsche (1881): Morgenröte, Gedanken über die moralischen  
Vorurteile

Die vorliegende Arbeit wurde im Juni 2006 an der Wirtschaftsfakultät der Universität Witten/Herdecke als Dissertation angenommen. Ich möchte an dieser Stelle all jenen Dank sagen, deren Unterstützung ich mir im Verlauf dieser Arbeit gewiss sein konnte.

- Ein besonderer Dank gilt meinem Doktorvater, Prof. Dr. Bernd Frick, der mir nicht nur die Möglichkeit zur Promotion eröffnete, sondern der darüber hinaus auch stets mit hilfreichen kritischen Kommentaren in anregenden Diskussionen das Gelingen der Arbeit unterstützte. Neben seiner fachlichen Kompetenz habe ich seine persönliche Art als Lehrstuhlinhaber schätzen gelernt.
- Für die Begutachtung meiner Arbeit gilt mein Dank Prof. Dr. Thomas Armbrüster, der als Zweitgutachter meine Arbeit in Augenschein nahm, und Prof. Dr. Alexander Dilger, der die Drittbegutachtung übernahm. Gleichsam danke ich meinen Betreuern des Akademediskurses Prof. Dr. Dirk Baecker und Dr. Angela Martini.
- Meinen Freunden, die Kollegen geworden und meinen Kollegen, die Freunde geworden sind, insbesondere Frank Tolsdorf, Matthias Brachmann, Dr. Joachim Prinz und Dr. Michael Gebauer, möchte ich neben der fachlichen vor allem für ihre moralische Unterstützung danken. An dieser Stelle gebührt auch der Kaffeerrunde der Wirtschaftsfakultät mein Dank für die heiteren und ausgelassenen Stunden abseits der Lehrstuhlätigkeit.
- Den Teilnehmern des halbjährlichen Doktorandenseminars des Lehrstuhls von Prof. Dr. Bernd Frick verdanke ich wertvolle Anregungen und Hinweise für die Gestaltung meiner Arbeit.



- Mein größter Dank gilt meinen lieben Eltern, ohne deren großherzige Unterstützung ich meinen eingeschlagenen Weg nicht hätte gehen können. Durch ihre Geduld und ihren unverwüstlichen Glauben an mich habe ich heute die Gelegenheit diese Danksagung zu verfassen. Ihnen möchte ich diese Arbeit widmen. Vielen Dank!

Witten, Februar 2007

Gunnar Pietzner

## Inhaltverzeichnis

---

<b>GELEITWORT</b>	<b>III</b>
<b>VORWORT</b>	<b>V</b>
<b>INHALTVERZEICHNIS</b>	<b>VII</b>
<b>ABBILDUNGSVERZEICHNIS</b>	<b>X</b>
<b>TABELLENVERZEICHNIS</b>	<b>XI</b>
<b>ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS</b>	<b>XII</b>
<b>1 EINLEITUNG</b>	<b>1</b>
1.1 MOTIVATION DER ARBEIT	1
1.2 AUFBAU DER ARBEIT	4
<b>2 FEHLZEITEN, ABSENTISMUS UND KRANKENSTAND</b>	<b>6</b>
2.1 KATEGORISIERUNG VON FEHLZEITEN	6
2.1.1 <i>Ausfallzeiten</i>	7
2.1.2 <i>Fehlzeiten im engeren Sinne</i>	7
2.1.3 <i>Krankheitsbedingte Fehlzeiten und Absentismus</i>	8
2.2 ABSENTISMUS AUS DEM BLICKWINKEL DER PRINCIPAL-AGENT-THEORIE	9
2.2.1 <i>Die Beziehung Arbeitnehmer - Arbeitgeber</i>	11
2.2.2 <i>Die Beziehung Arzt - Patient</i>	12
2.2.3 <i>Die Beziehung Patient - Arzt</i>	14
2.2.4 <i>Die Beziehung Arbeitgeber - Arzt</i>	15
2.2.5 <i>Fazit</i>	16
2.3 FEHLZEITENINDUZIERTE KOSTEN	17
2.3.1 <i>Direkte Kosten</i>	18
2.3.2 <i>Indirekte Kosten</i>	20

---

2.4 ENTWICKLUNGEN DES KRANKENSTANDES IN DEUTSCHLAND	22
2.4.1 <i>Krankenstand als gesamtwirtschaftlicher Fehlzeitenindikator</i>	22
2.4.2 <i>Die Entwicklung im Wochenverlauf</i>	23
2.4.3 <i>Langfristiger Verlauf des Krankenstandes</i>	25
2.4.4 <i>Strukturelle Determinanten des langfristigen Krankenstands</i>	27
2.4.4.1 Anteil der Arbeiter an den Erwerbstätigen	27
2.4.4.2 Anteil der Teilzeitbeschäftigten an den Erwerbstätigen	28
2.4.4.3 Anteil der Frauen an den Erwerbstätigen	29
2.4.4.4 Altersstruktur der Erwerbstätigen	30
2.4.4.5 Strukturelle Verschiebung der Wirtschaftsbereiche	32
2.4.4.6 Fazit	33
<b>3 FEHLZEITEN IN DER ÖKONOMISCHEN THEORIE</b>	<b>35</b>
3.1 DIE THEORIE DES ARBEITSANGEBOTS	36
3.2 DIE THEORIE DER ARBEITSNACHFRAGE	41
3.3 DIE EFFIZIENZLOHNTHEORIE	46
3.3.1 <i>Grundlagen der Effizienzlohntheorie</i>	46
3.3.2 <i>Der Shirking-Ansatz</i>	48
3.3.3 <i>Der Shirking-Ansatz und Arbeitslosigkeit</i>	51
3.4 KRANKENSTAND IM KONJUNKTURVERLAUF: MOTIVATION ODER SELEKTION	53
3.5 KONKURRIERENDE HYPOTHESEN	56
3.6 WEITERE DETERMINANTEN INDIVIDUELLER FEHLZEITEN	58
<b>4 ARBEITSLOSIGKEIT UND FEHLZEITEN – EMPIRISCHE     ERGEBNISSE</b>	<b>80</b>
4.1 EMPIRISCHE STRATEGIE	80
4.2 DATENBASIS	82
4.3 ABHÄNGIGE VARIABLEN UND IHRE AUSPRÄGUNG	83

Inhaltverzeichnis	IX
<hr/>	
4.4 SCHÄTZMODELLE	84
4.4.1 <i>Probit-Modelle</i>	84
4.4.2 <i>Zählmodellen</i>	85
4.4.2.1 <i>Zählmodellen für Querschnittsdaten</i>	86
4.4.2.2 <i>Zählmodellen für Paneldaten</i>	88
4.5 FEHLZEITEN UND IHRE BESTIMMUNGSGRÜNDE	89
4.5.1 <i>Variablenspezifikation</i>	89
4.5.2 <i>Sampleselektion</i>	94
4.5.3 <i>Deskriptive Statistik</i>	97
4.5.4 <i>Schätzergebnisse</i>	105
4.6 DAS RISIKO DER ARBEITSLOSIGKEIT	123
4.6.1 <i>Variablenspezifikation</i>	123
4.6.2 <i>Sampleselektion</i>	126
4.6.3 <i>Deskriptive Statistik</i>	127
4.6.4 <i>Schätzergebnisse</i>	128
<b>5 FAZIT</b>	<b>132</b>
<b>LITERATUR</b>	<b>IV</b>
<b>ANHANG</b>	<b>XIX</b>

---

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Kategorisierung der Ausfallzeiten	6
Abbildung 2: Beziehung Arbeitgeber - Arbeitnehmer - Arzt	11
Abbildung 3: Krankenstand und Lohnfortzahlung von 1975 bis 2002 für Westdeutschland	19
Abbildung 4: Arbeitsunfähigkeitsfälle nach AU - Beginn für 2003	24
Abbildung 5: Krankenstand von 1970 bis 2005 für Deutschland	26
Abbildung 6: Krankenstand und Arbeitslosenquote von 1970 bis 2004 für Westdeutschland	54
Abbildung 7: Krankenstand und Arbeitslosenquote von 1991 bis 2004 für Ostdeutschland	54
Abbildung 8: Vergleich der durchschnittlichen Fehltag zwischen Männer und Frauen	98
Abbildung 9: Vergleich der durchschnittlichen Fehltag zwischen Ost- und Westdeutschland	99
Abbildung 10: Durchschnittliche Arbeitslosenquote und durchschnittliche Fehltag für die westdeutschen Bundesländer	100
Abbildung 11: Durchschnittliche Arbeitslosenquote und durchschnittliche Fehltag für die ostdeutschen Bundesländer	100
Abbildung 12: Arbeitslosenquote und durchschnittliche Fehltag für Westdeutschland	101
Abbildung 13: Arbeitslosenquote und durchschnittliche Fehltag für Ostdeutschland	102
Abbildung 14: Durchschnittliche Fehltag für Arbeitnehmer mit und ohne Erwerbsunterbrechung	103
Abbildung 15: Anteil der arbeitslos Gemeldeten im Jahresverlauf	127

---

**Tabellenverzeichnis**

Tabelle 1:	Deskriptive Statistik für die Hauptstichprobe	104
Tabelle 2:	Arbeitslosenquote Gesamtsample (kurz)	108
Tabelle 3:	Arbeitslosenquote Westsample (kurz)	109
Tabelle 4:	Arbeitslosenquote Ostsample (kurz)	110
Tabelle 5:	Sorgen Gesamtsample (kurz)	113
Tabelle 6:	Sorgen Westsample (kurz)	114
Tabelle 7:	Sorgen Ostsample (kurz)	115
Tabelle 8:	Deskriptive Statistik für die Hauptstichprobe	128
Tabelle 9:	Variablenbeschreibung	XIX
Tabelle 10:	Gliederung und Kodierung der Wirtschaftszweigklassifikation der Europäischen Union (NACE)	XXI
Tabelle 11:	Verfügbarkeit der Variablen in den einzelnen Wellen	XXII
Tabelle 12:	Arbeitslosenquote Gesamtsample	XXIII
Tabelle 13:	Arbeitslosenquote Westsample	XXVIII
Tabelle 14:	Arbeitslosenquote Ostsample	XXXIII
Tabelle 15:	Sorgen Gesamtsample	XXXVIII
Tabelle 16:	Sorgen Westsample	XLIII
Tabelle 17:	Sorgen Ostsample	XLVIII
Tabelle 18:	Probit-Regression „arbeitslos gemeldet“ für das Gesamtsample	LIII
Tabelle 19:	Probit-Regression „arbeitslos gemeldet“ für das Westsample	LVIII
Tabelle 20:	Probit-Regression „arbeitslos gemeldet“ für das Ostsample	LXIII

## Abkürzungsverzeichnis

ALQ	Arbeitslosenquote
AU	Arbeitsunfähigkeit
BGB	Bürgerliches Gesetzbuch
BL	Bundesländer
d.	durchschnittliche
EGFG	Entgeltfortzahlungsgesetz
et al.	et alii
f.	folgende
ff.	fort folgende
FT	Fehltage
FZ	Fehlzeiten
Hrsg.	Herausgeber
KS	Krankenstand
LFZ	Lohnfortzahlung
LR	Likelihood Ratio
Max	Maximum
m. E.	marginaler Effekt
Min	Minimum
MW	Mittelwert
Negbin	Negative Binomial
OV	Over Dispersion
SOEP	Sozioökonomisches Panel
STD	Standard Deviation

---

## 1 Einleitung

### 1.1 Motivation der Arbeit

Die Entwicklung des Krankenstandes deutscher Arbeitnehmer nimmt in der öffentlichen Diskussion eine prominente Stellung ein. Vorangetrieben wird die Diskussion regelmäßig im Zuge neuer Gesetzesinitiativen, deren Ziel es ist, das in Deutschland vorherrschende generöse Entgeltfortzahlungsgesetz zu modifizieren. Dabei ist Bewegung, abhängig vom politischen Lager, in beide Richtungen zu diagnostizieren. Die in der 13. Legislaturperiode, von 1994 bis 1998, herrschende Koalition aus CDU und FDP verabschiedete ein geändertes Entgeltfortzahlungsgesetz, das die finanzielle Absicherung der Arbeitnehmer im Krankheitsfall von ehemals 100 auf 80 % reduzierte. Die seit 1998 regierende SPD nahm mit ihrem Koalitionspartner, den BÜNDNIS90/DIE GRÜNEN, diese Änderung zurück. Die Auseinandersetzung mit den jeweiligen Änderungen war geprägt durch teils emotionale Debatten. Grundlegend für die Auseinandersetzung war und ist, dass die Politik sowohl die Kosten der Arbeitnehmer als auch die der Arbeitgeber bei Abwesenheit der Beschäftigten in Form von Lohnfortzahlung und anderen gesetzlichen Bestimmungen und damit auch den Umfang an Fehltagen beeinflusst.<sup>1</sup>

Je nach politischer Couleur wurden die Ursachen für einen im internationalen Vergleich immer noch hohen Krankenstand auf Arbeitnehmer- oder Arbeitgeberseite gesucht. Während die arbeitgeberfreundliche Seite vom „bösen Drittel“ sprach, welches die großzügig gestalteten sozialen Sicherungssysteme zum eigenen Vorteil und zum Nachteil der Allgemeinheit auszunutzen pflegt, sahen arbeitnehmerfreundliche Kreise die Gründe im Fehlverhalten der Arbeitgeber. Die Arbeitgeber, so die Argumente, zeichnen für die Krankheitsanfälligkeit und Motivation der Arbeitnehmer verantwortlich. So seien die Auslöser für den beobachtbaren hohen Krankenstand vornehmlich im Unvermögen von Unternehmenseignern oder -managern zu suchen, auf die Bedürfnisse ihrer Mitarbeiter einzugehen. Neuen Aufschwung fand die Kontroverse mit der fortschreitenden

---

<sup>1</sup> Vgl. Johansson/Palme (1996), S. 196, und Johansson/Palme (2002), S. 381 f., oder Stephan (1994), S. 43.



Globalisierung. Die in dem damit verbundenen Standortwettbewerb schlechten Voraussetzungen infolge hoher Personalzusatzkosten, die durch hohe Lohnfortzahlungsansprüche beeinflusst werden, ergeben für deutsche Unternehmen einen erheblichen Nachteil.<sup>2</sup>

So passgenau die Argumentation auch immer vorgetragen werden, stellen sich krankheitsbedingte Fehlzeiten als ein komplexes Phänomen dar, das bestimmt wird durch gesellschaftspolitische bzw. makroökonomische Rahmenbedingungen sowie betriebliche und individuelle Einflüsse.<sup>3</sup> So scheint es nicht verwunderlich, dass sich eine Reihe wissenschaftlicher Disziplinen mit der Thematik Krankenstand beschäftigen. Neben soziologischen, arbeitsmedizinischen, psychologischen und personalwirtschaftlichen Forschungsansätzen finden auch vermehrt personalökonomische Analysen Aufmerksamkeit. Grundlage dieses Forschungszweiges ist eine mikroökonomisch fundierte Auseinandersetzung mit arbeitnehmer- und arbeitgeberseitigem Verhalten.

Ziel dieser Arbeit ist es, die auf gesamtwirtschaftlicher Ebene beobachtete Entwicklung des Krankenstandes einer ökonomischen Analyse zugänglich zu machen. Den Ausgangspunkt der Überlegungen stellt der auf makroökonomischer Ebene beobachtbare inverse Zusammenhang zwischen Krankenstand und Arbeitslosenquote dar. Aus dieser Beziehung lassen sich zwei gleichermaßen plausible Hypothesen ableiten, die dieses Phänomen zu erklären vermögen. Einerseits wird argumentiert, dass mit steigender Arbeitslosigkeit sinkende Krankenstand sei das Ergebnis individueller Arbeitnehmerentscheidungen. Eine zunehmende Arbeitslosenquote wird als Indikator für eine sich verschlechternde gesamtwirtschaftliche Situation gewertet, worauf Arbeitnehmer den Umfang an ungerechtfertigten Fehltagen reduzieren, um für sie negative Folgen – z.B. ein erhöhtes Entlassungsrisiko – zu verringern. In der gesamtwirtschaftlichen Betrachtung führt dies zu abnehmenden Krankenständen. Individuelles Fehlzeitenverhalten wird in diesem Ansatz als Indiz für die Motivation bzw. Arbeitsanstrengung behandelt. *Thoursie* (2004) bspw. zeigt dieses Anpassungsverhalten mit einer quasiexperimentellen Studie und nutzt Sportevents für den

---

<sup>2</sup> Vgl. Alewell/Nell (2002), S. 145, oder Schnabel (1996), S. 27.

<sup>3</sup> Vgl. Meggeneder (2002), S. 194.

Nachweis höherer gemeldeter Fehltagel. Mit schwedischen Daten kann er für Männer eine höhere Anzahl an Krankmeldungen zeigen.<sup>4</sup> Daneben betrachten einige Autoren auch andere Indikatoren für die Arbeitsmoral abhängig beschäftigter Arbeitnehmer: So nutzen *Clark, Peters* und *Tomlinson* (2005) bspw. Daten des Employment in Britain Survey, das Angaben über die Pünktlichkeit am Arbeitsplatz zur Verfügung stellt.<sup>5</sup> *Drago* und *Heywood* (1992) nutzen die selbst berichtete Arbeitsanstrengung der Befragten um Aussagen über die Arbeitsmoral abzuleiten.<sup>6</sup>

Andererseits liefert die so genannte Selektionshypothese eine auf Arbeitgeberentscheidungen gestützte Deutung. Arbeitgeber werden in Phasen des wirtschaftlichen Abschwungs ihre Personalkapazitäten so anzupassen versuchen, dass die weniger produktiven, heißt häufiger kranken, Arbeitnehmer zuerst entlassen werden. Dies führt zu einem im Durchschnitt gesünderen Pool an Beschäftigten, was sich in niedrigeren Krankenständen zeigt. Wenngleich diese Hypothese plausibel erscheint, wenden sich bisher nur wenige Autoren einer empirischen Prüfung des postulierten Zusammenhangs zu.

Zwischen den beiden geschilderten konkurrierenden Hypothesen soll auf individueller Ebene ökonometrisch diskriminiert werden. Grundlage für das ökonometrische Vorgehen bildet das Sozioökonomische Panel, das umfangreiche Personendaten deutscher Haushalte bereitstellt.<sup>7</sup>

---

<sup>4</sup> Vgl. Thoursie (2004), S. 809 ff.

<sup>5</sup> Vgl. Clark et al. (2005), S. 282 f.

<sup>6</sup> Vgl. Drago/Heywood (1992), S. 145 f.

<sup>7</sup> Das Sozioökonomische Panel ist eine vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung Berlin aufgelegte und jährlich wiederholte repräsentative Haushaltsbefragung in Deutschland.

## 1.2 Aufbau der Arbeit

Die oben skizzierte Problemstellung wird in folgenden Schritten bearbeitet. Unter Kapitel 2 sollen die Grundlagen für den weiteren Verlauf dieser Arbeit durch die Beantwortung allgemeiner Fragestellungen die Fehlzeiten betreffend gelegt werden. Hier gilt es zunächst eine begriffliche Abgrenzung vorzunehmen, die einen Überblick über die gebräuchliche Konnotation liefert. Gefolgt wird die Kategorisierung der Fehlzeiten von einer Betrachtung der Fehlzeitenproblematik im Blickwinkel der Principal-Agent-Theorie. Hier wird der Frage nachgegangen, warum es trotz eines für die Krankschreibung erforderlichen ärztlichen Attests, das die Voraussetzung für einen Anspruch auf Lohnfortzahlung darstellt, möglich ist, ungerechtfertigte Fehltage in Anspruch zu nehmen. Dabei rückt sowohl die Beschreibung der Beziehung als auch der Abhängigkeiten zwischen Arbeitnehmer und Arbeitgeber, Arzt und Patient sowie Arbeitgeber und Arzt in den Blickpunkt. Die ökonomische Relevanz des Themas wird mit einer Diskussion der mit Abwesenheit verbundenen Kosten unterstrichen. Unterschieden wird zwischen direkten und indirekten Kosten, die durch Fehlzeiten induziert werden. Der Gliederungspunkt 2 dieser Arbeit schließt mit beobachtbaren Entwicklungen und Trends des Krankenstandes in Deutschland. Betrachtet wird neben typischen beobachtbaren Mustern auf Wochenbasis, die auf den ersten Blick die Existenz ungerechtfertigter Fehltage zu unterstützen scheinen, auch die langfristige Entwicklung des Indikators. Es wird abschließend versucht, den in langer Frist gesunkenen Krankenstand mit strukturellen Einflüssen zu erklären.

Das Kapitel 3 befasst sich mit der Auseinandersetzung mit den Fehlzeiten in der ökonomischen Theorie. Exemplarisch werden einige ökonomische Ansätze beleuchtet, die zum einen den Fehlzeitenumfang aus Arbeitnehmerperspektive als eine den individuellen Nutzen maximierende Entscheidung modellieren und zum anderen die Fehlzeiten in Abhängigkeit von der zugrunde liegenden Produktionstechnologie der Unternehmen beschreiben. Anschließend wendet sich die Arbeit ihrer ökonomischen Fundierung zu, die in der Anwendung der Effizienzlohntheorie auf das Fehlzeitenverhalten mündet. Eingeleitet wird dieser Abschnitt durch eine Skizzierung der allgemeinen Grundlagen dieser Theorie, bevor die Grundelemente des Modells adaptiert werden, um testbare Hypothesen zu

---

generieren. Augenmerk wird dabei auf die Wirkung der Arbeitslosenquote als disziplinierendes Element auf die individuellen Fehlzeiten gelegt. Ebenfalls wird die Selektionshypothese vorgestellt sowie die dazu gehörige testbare Hypothese formuliert. Des Weiteren werden unter Gliederungspunkt 3 eine Reihe von Fehlzeiten beeinflussenden Variablen diskutiert, die in der relevanten Literatur als bedeutsam gelten.

Die unter Gliederungspunkt 3 postulierten Hypothesen werden in Abschnitt 4 der Arbeit einer ökonometrischen Überprüfung unterzogen. Der Tests vorangestellt ist eine Begründung für die Verwendung von Individualdaten sowie die Beschreibung der Datenbasis. Dabei werden ebenfalls die Vorteile von so genannten Paneldaten hervorgehoben. Weiterhin werden sowohl die verwendeten Variablen und ihre Ausprägungen als auch die angewandten Schätzmodelle beschrieben. Der erste Teil der ökonometrischen Hypothesenprüfung ist der Diskriminierung der konkurrierenden Hypothesen – Motivations- versus Selektionshypothese – gewidmet. Einer deskriptiven Analyse folgt die Präsentation der Ergebnisse aus den multivariaten Regressionsgleichungen. Beiden Hypothesen gemeinsam ist der unterstellte Einfluss der Fehlzeiten auf die Entlassungswahrscheinlichkeit. Deshalb erlangt im zweiten Teil die Fragestellung nach dem Zusammenhang zwischen Fehlzeiten und Arbeitslosigkeitsrisiko Aufmerksamkeit. Auch hier wird der multivariaten Betrachtung eine Deskription vorangestellt.

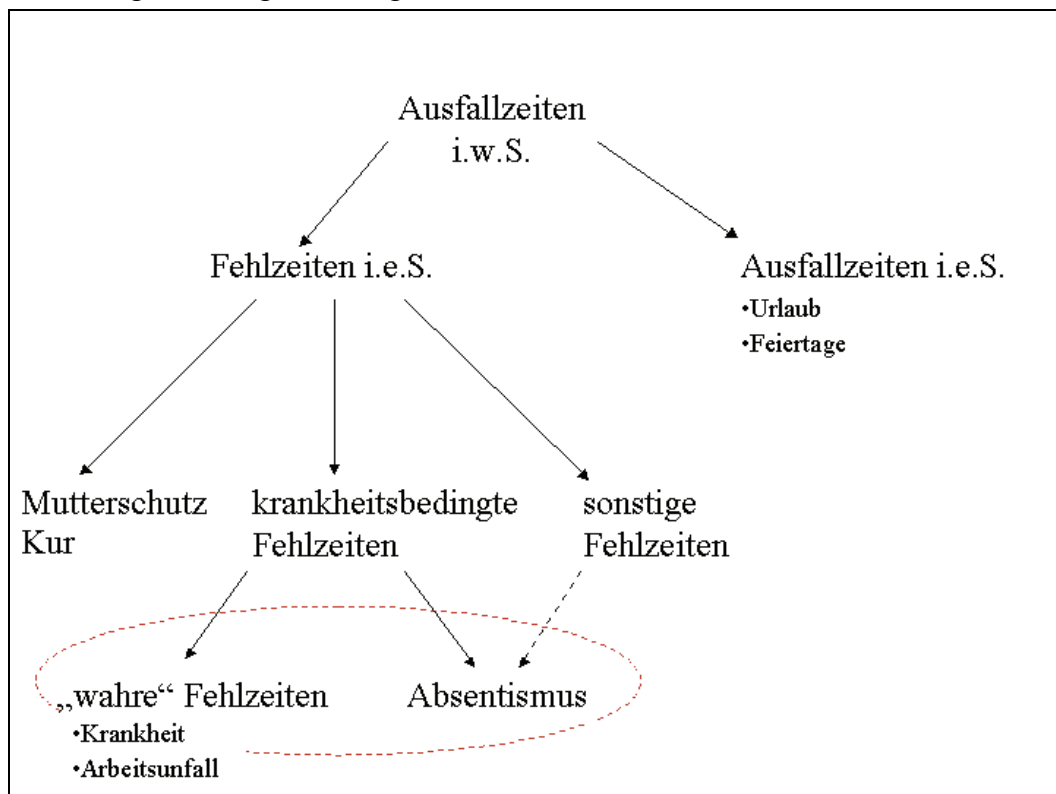
Ihren Abschluss findet die vorliegende Arbeit in einem Fazit, welches die wesentlichen Erkenntnisse dieser Arbeit einer kritischen Würdigung unterzieht und einen Ausblick auf zukünftige Fragestellungen im Zusammenhang mit einer theoretischen und empirischen Auseinandersetzung mit Fehlzeiten gibt.

## 2 Fehlzeiten, Absentismus und Krankenstand

### 2.1 Kategorisierung von Fehlzeiten

Für den Begriff der Fehlzeiten gibt es – das mag teilweise dem Umstand geschuldet sein, dass verschiedene Disziplinen sich mit diesem Thema beschäftigen – in der Literatur differierende inhaltliche Definitionen. Eine inhaltliche Abgrenzung der Begriffe, die im Zusammenhang mit der Fehlzeitenproblematik auftauchen, ist für eine fruchtbare Diskussion nicht nur sinnvoll, sondern nachgerade erforderlich. Deshalb sollen die nun folgenden Abschnitte eine für diese Arbeit sinnvolle Kategorisierung und Begriffsklärung vornehmen. Abbildung 1 gibt einen ersten graphischen Überblick über die vorgenommene begriffliche Differenzierung.

Abbildung 1: Kategorisierung der Ausfallzeiten



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Schnabel (1997), S. 5.

### 2.1.1 Ausfallzeiten

Der Begriff der Ausfallzeiten (im weiteren Sinne) dient oftmals als Sammelbegriff für die Zeiten, die ein Arbeitnehmer trotz vertraglicher Vereinbarung nicht an seinem Arbeitsplatz anwesend ist, bzw. als die Zeit, in der er die ihm zugeordneten Aufgaben nicht erfüllen kann, darf oder will. Es wird also hier nicht ausschließlich auf die physische Abwesenheit des Arbeitnehmers rekurriert, die zur Nichterfüllung der Arbeitsleistung führt. Die Ursachen für die Ausfallzeiten im weiteren Sinne können sehr heterogen sein. Hierunter fallen auch alle Ausfallzeiten, die nicht arbeitgeber- bzw. arbeitnehmermotiviert sind. Zu ihnen gehören Stillstandszeiten von Maschinen, bspw. verursacht durch höhere Gewalt, und Urlaubs- und Feiertage, auf deren Umfang die unmittelbaren Akteure, Arbeitnehmer und Arbeitgeber, keinen direkten Einfluss haben. Der Oberbegriff der Ausfallzeiten im weiteren Sinne kann weiter in Ausfallzeiten im engeren Sinne und Fehlzeiten im engeren Sinne unterschieden werden. Die genannten Urlaubs- und Feiertage lassen sich den Ausfallzeiten im engeren Sinne zuordnen. Für das Auftreten der Fehlzeiten im engeren Sinne sind die individuellen Gründe der Arbeitnehmer charakteristisch. Dem Auftreten von Fehlzeiten im engeren Sinne liegen also arbeitnehmerseitige Entscheidungen zugrunde.

### 2.1.2 Fehlzeiten im engeren Sinne

Fehlzeiten im engeren Sinne lassen sich noch weiter nach ihren Ursachen differenzieren. Zu ihnen gehören Fehlzeiten aufgrund von Arbeitsunfällen, von Kuren sowie Fehlzeiten, die infolge des Mutterschutzes entstehen. Zudem zählen zu ihnen die Fehlzeiten, die im Zusammenhang mit Krankheit auftreten. Diese können durch ein ärztliches Attest legitimiert oder selbst gemeldet sein. Fehlzeiten, die aus Krankheit resultieren, werden von *Schnabel* (1997) als Krankenstand bezeichnet.<sup>8</sup> Diese Nomenklatur birgt jedoch die Gefahr einer Verwechslung mit dem als Krankenstand bezeichneten Maß für den Anteil der krankgemeldeten Arbeitnehmer an der Gesamtheit der Pflichtmitglieder der Krankenkassen auf

---

<sup>8</sup> Vgl. Schnabel (1997), S. 5 f.

Kollektivebene.<sup>9</sup> Aus dieser Überlegung resultiert die Verwendung des Begriffs der krankheitsbedingten Fehlzeiten (oder kurz: Fehlzeiten), der in dieser Arbeit als Substitut für den Begriff des Krankenstandes Verwendung finden soll.

Letzten Endes sollen unter dem Begriff der sonstigen Fehlzeiten, als Teilmenge der Fehlzeiten im engeren Sinne, jene Abwesenheitszeiten subsumiert werden, welche auf entschuldigtem bzw. unentschuldigtem Fehlen beruhen und nicht krankheitsbedingt sind.<sup>10</sup>

### 2.1.3 Krankheitsbedingte Fehlzeiten und Absentismus

Die krankheitsbedingten Fehlzeiten lassen sich in zwei Komponenten zerlegen. Zum einen ist das die Komponente der tatsächlich auf Krankheit beruhenden Abwesenheitsfälle und zum anderen die auf motivationale Ursachen zurückführbare Komponente (Absentismus), die gleichwohl in der Kommunikation nach außen als krankheitsbedingt dargestellt wird. Beide Ausprägungen lassen sich durch Dritte nicht zweifelsfrei von einander trennen.<sup>11</sup> Dieser Umstand beruht auf dem Informationsvorsprung des Arbeitnehmers in Bezug auf seinen Gesundheitszustand. Nur er ist in der Lage, die Fähigkeit, seine Arbeit zu leisten oder nicht, einzuschätzen.

Unter dem Begriff Absentismus wird nicht nur der motivationale Aspekt der krankheitsbedingten Fehlzeiten verstanden, sondern weiter das sonstige Fehlen (entschuldigt und unentschuldigt).<sup>12</sup> Absentismus umfasst all jene Abwesenheitszeiten, die nicht durch (tatsächliche) Krankheit, per Gesetz oder Tarifvertrag oder durch das Einverständnis des Arbeitgebers legitimiert sind. Sie resultieren vielmehr aus einer individuellen Entscheidung des Arbeitnehmers über sein Anwesenheits- bzw. Abwesenheitsverhalten. Diese Entscheidung ist geprägt durch eine mangelnde Motivation, die geforderte Arbeitsleistung zu erbringen.<sup>13</sup>

---

<sup>9</sup> Der Krankenstand als Maßzahl wird unter 2.4.1 ausführlicher thematisiert.

<sup>10</sup> Vgl. Neuberger (1997), S. 311.

<sup>11</sup> Vgl. Holmlund (2004), S. 2.

<sup>12</sup> Vgl. Schnabel (1997), S. 6.

<sup>13</sup> Welche Faktoren die Motivation von Arbeitnehmern im Zusammenhang mit der Fehlzeitenproblematik bestimmen, wird in Kapitel 3 ausführlicher besprochen.

---

Für die weitere Betrachtung soll nur die in Zusammenhang mit krankheitsbedingten Fehlzeiten auftretende Absentismuskomponente interessieren. Aus Vereinfachungsgründen wird in dieser Arbeit der allgemeine Begriff des Absentismus verwendet.

## 2.2 Absentismus aus dem Blickwinkel der Principal-Agent-Theorie

Im vorherigen Abschnitt ist schon kurz auf mangelnde Separierbarkeit von Absentismus und den „wahren“ Fehlzeiten von krankheitsbedingten Fehlzeiten eingegangen worden. Eine theoretische Betrachtung aus Sicht der Principal-Agent-Theorie (P-A-Theorie) soll in den folgenden Gliederungspunkten die Interessenlagen der beteiligten Akteure und die daraus resultierenden Konsequenzen verdeutlichen, die eine „Tarnung“ des Absentismus als krankheitsbedingte Fehlzeiten ermöglichen. Dafür wird auf den positiven Zweig der P-A-Theorie, der sich überwiegend mit der Deskription bestehender Phänomene beschäftigt, zurückgegriffen. Eine Lösung des im Folgenden beschriebenen Konfliktes wird nicht Gegenstand dieser Arbeit sein.

Die P-A-Theorie beschäftigt sich als Teilbereich der Neuen Institutionsökonomie mit der Analyse von Austauschbeziehungen zwischen Auftraggeber (Principal) und Auftragnehmer (Agent) unter Berücksichtigung bestehender Informationsasymmetrien zwischen beiden (oder mehreren) Akteuren.<sup>14</sup> Dabei wird ein Informationsdefizit beim Principal über die Eigenschaften bzw. Handlungen des Agenten unterstellt, welches die Beurteilung eines beobachteten Arbeitsergebnisses erschwert. Vor allem die aus der Informationsasymmetrie resultierenden Kontroll- und Motivationsprobleme stehen im Vordergrund der Betrachtung. Eine solche P-A-Beziehung besteht auch zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer, wobei der Arbeitnehmer als Anbieter seiner Arbeitskraft als Agent auftritt und folglich der Arbeitgeber als Principal.<sup>15</sup> Der Agent beeinflusst durch seine Handlungen nicht nur sein eigenes Nutzenniveau, sondern auch das des Principals. Im Falle der geschilderten Arbeitsbeziehung entsteht für den

---

<sup>14</sup> Vgl. Picot/Dietl/Franck (1999), S. 85.

<sup>15</sup> Auch eine umgekehrte P-A-Beziehung wäre denkbar, wenn z. B. der Arbeitgeber als Verwalter von Pensionsansprüchen des Arbeitnehmers auftritt. Dies soll hier aber nicht Gegenstand der Betrachtung sein.



Auftraggeber (Arbeitgeber) der Nutzen aus der durch den Arbeitnehmer erbrachten Arbeitsleistung und für den Arbeitnehmer der Nutzen aus dem dafür empfangenen Einkommen abzüglich des empfundenen Arbeitsleid. Neben den existierenden Informationsasymmetrien ist für die P-A-Theorie entscheidend, dass zwischen den Zielen der beteiligten Akteure keine Konvergenz besteht bzw. nicht vorausgesetzt werden kann und insofern Interessenkonflikte vorliegen. Der Auftragnehmer ist zwar an einer Entlohnung der Leistung interessiert, sie wirkt insofern Nutzen stiftend, gleichzeitig entsteht ihm durch die Arbeitsleistung eine Nutzenminderung infolge des empfundenen Arbeitsleids. Der Agent ist durch Leistungszurückhaltung in der Lage, sein Nutzenniveau zu erhöhen, da der Principal als die schlechter informierte Vertragspartei die Leistung des Agenten nicht identifizieren bzw. nicht bewerten kann.

Das Auftreten von Absentismus kann aus dem Blickwinkel der P-A-Theorie analysiert werden.<sup>16</sup> Die Relevanz des Phänomens Absentismus für den Arbeitgeber ergibt sich aus der Lohnfortzahlung im Krankheitsfall.<sup>17</sup> Der Arbeitgeber tritt gegenüber dem Arbeitnehmer als Versicherer auf. Er versichert den Arbeitnehmer gegen Lohnausfälle, die aufgrund von Krankheit entstehen.<sup>18</sup> Das mit Erkrankung verbundene finanzielle Risiko ist demnach den Arbeitgebern aufgebürdet.<sup>19</sup> Anspruchsvoraussetzung für eine Lohnfortzahlung ist die Arbeitsunfähigkeit infolge einer Erkrankung. Bis zur Dauer von drei Tagen benötigt der Arbeitnehmer kein ärztliches Attest. Ab dem vierten Tag ist ein solches als Nachweis der Arbeitsunfähigkeit vorzulegen. Welche Bedeutung der Arbeitsunfähigkeitsbescheinigung bei der Aufdeckung ungerechtfertigter Arbeitsunfähigkeiten zukommt und welche Schlüsse sich aus der Existenz der Dreiecksbeziehung zwischen Arbeitgeber, Arbeitnehmer und Arzt für das Auftreten des Absentismus ergeben, soll nachfolgend diskutiert werden.

---

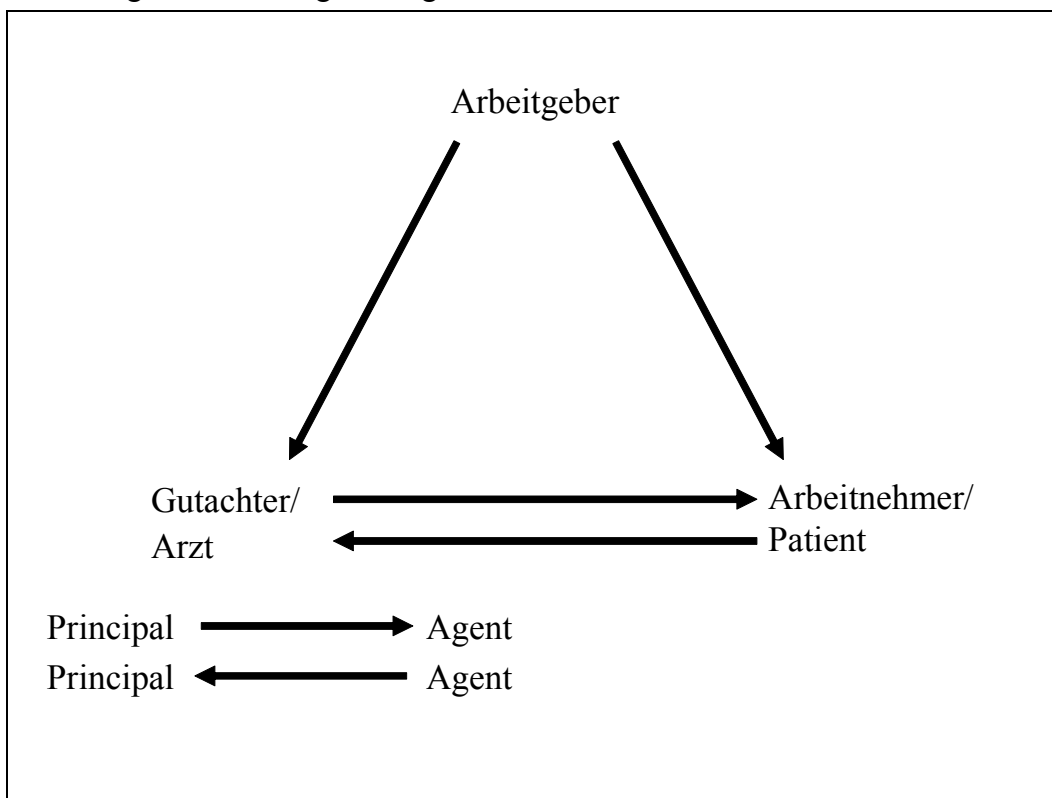
<sup>16</sup> Hier sollen nur Argumente für das Auftreten von motivationsbedingten Fehlzeiten diskutiert werden. Eine empirische Überprüfung der Überlegungen ist nicht Gegenstand dieser Arbeit. Eine theoretische Betrachtung des Umfangs der Fehlzeiten erfolgt in Kapitel 3.

<sup>17</sup> Für eine ausführliche Diskussion der mit Fehlzeiten verbundenen Nachteile von Arbeitgebern vgl. die Kostendiskussion in 2.3.

<sup>18</sup> Vgl. Alewell/Nell (1997), S. 175 f., und Boss (2000), S. 28 f.

<sup>19</sup> Vgl. Birk (1989), S. 118.

Abbildung 2: Beziehung Arbeitgeber - Arbeitnehmer - Arzt



Quelle: Eigene Darstellung

### 2.2.1 Die Beziehung Arbeitnehmer - Arbeitgeber

Wie oben bereits skizziert, sind die beiden Aspekte der krankheitsbedingten Fehlzeiten, Absentismus und tatsächliche Krankheit, für Dritte nicht zweifelsfrei voneinander zu trennen. Es handelt sich insofern um private Informationen des Arbeitnehmers.<sup>20</sup> Der Arbeitnehmer ist laut Gesetz dazu verpflichtet, den Arbeitgeber unverzüglich über seine Arbeitsunfähigkeit und deren voraussichtliche Dauer zu informieren, um einen Anspruch auf Lohnfortzahlung zu erhalten.<sup>21</sup> Der Arbeitgeber dürfte allerdings nicht in der Lage sein, den Gesundheitszustand und damit die Rechtfertigung für die Arbeitsunfähigkeit zu überprüfen, da er zwischen exogenem Krankheitsrisiko und mangelnder Motivation nicht separieren kann.<sup>22</sup> Er kann das Verhalten des Arbeitnehmers zwar beobachten, aber nicht beurteilen. Man spricht in diesem Zusammenhang von

<sup>20</sup> Vgl. Barmby/Sessions/Treble (1994), S. 561.

<sup>21</sup> Vgl. EGFG § 4 Abs. 1, Satz 1.

<sup>22</sup> Vgl. u. a. Alewell/Nell (1997), S.175 f, Alewell/Nell (2002), S. 156, oder Barmby/Sessions/Treble (1994), S. 561.

Hidden Information.<sup>23</sup> Der Arbeitnehmer hat in einer Situation der asymmetrisch verteilten Informationen die Möglichkeit, seinen Informationsvorsprung über seinen Gesundheitszustand zu seinen Gunsten und damit auch zu Ungunsten des Arbeitgebers einzusetzen.<sup>24</sup> Das bedeutet, dass der Arbeitnehmer seine vertraglich vereinbarte Arbeitszeit reduzieren kann, indem er Krankheit als Grund für das Fernbleiben vorgibt und trotzdem seinen Lohn weiter bezieht. Der Arbeitnehmer verhält sich in der geschilderten Situation opportunistisch, was als Moral Hazard bezeichnet wird.<sup>25</sup>

Zwar ist im Falle einer Krankmeldung ein ärztliches Attest vorzulegen, dennoch bleibt ein Verhaltens- und Entscheidungsspielraum des Arbeitnehmers erhalten. Das Attest ist spätestens am vierten Tag der Erkrankung durch den Arbeitnehmer vorzulegen. Der Arbeitgeber hat aber das Recht, schon ab dem ersten Tag der Erkrankung eine ärztliche Bescheinigung über die Arbeitsunfähigkeit zu verlangen.<sup>26</sup> Der Arbeitgeber sieht sich damit in der Lage, schon ab dem ersten Tag der angezeigten Arbeitsunfähigkeit die Informationsasymmetrie über den Gesundheitszustand des Arbeitnehmers abzubauen. Ob das ärztliche Attest tatsächlich eine verlässliche Aussage über die Legitimität der krankheitsbedingten Abwesenheit bietet bzw. welche Gründe dagegen sprechen, soll in den folgenden Abschnitten geklärt werden.

### 2.2.2 Die Beziehung Arzt - Patient

Der Arzt stellt aus Sicht des Arbeitgebers einen neutralen Gutachter dar, der die Richtigkeit der vom Arbeitnehmer gemachten Angaben bezüglich seines Gesundheitszustandes überprüfen soll. Aus dieser Konstellation ergibt sich für das Arzt-Patient-Verhältnis, dass der Arzt die Rolle des Principals einnimmt und der Ar-

---

<sup>23</sup> Vgl. Demougin/Jost (2001), S. 45. Hidden Information beschreibt eine Form der nachvertraglichen Informationsasymmetrie.

<sup>24</sup> Es sei an dieser Stelle darauf hingewiesen, dass es denkbar ist, dass Arbeitnehmer trotz Krankheit am Arbeitsplatz erscheinen, vgl. Hemp (2005), S. 47 f. Für eine theoretische Diskussion vgl. Chatterji/Tilley (2002), S. 676 f.

<sup>25</sup> Um Irritationen zu vermeiden, soll an dieser Stelle darauf hingewiesen werden, dass es sich bei dem Begriff des Moral Hazard nicht um eine moralische Wertung, wie der Begriff suggerieren könnte, handelt, sondern der Begriff vielmehr der Beschreibung einer möglichen Situation dient. Der Begriff des Moral Hazard ist der Versicherungsökonomie entlehnt.

<sup>26</sup> Vgl. Ruhnke (2005), S. 109 f.

beitnehmer die des Agenten. Dennoch kann eine vom Arzt ausgestellte Arbeitsunfähigkeitsbescheinigung die Legitimität der krankheitsbedingten Abwesenheit nicht gänzlich sichern. Dies ist darauf zurückzuführen, dass der Arbeitnehmer nicht nur einen Informationsvorsprung bzgl. seines Gesundheitszustandes gegenüber dem Arbeitgeber, sondern auch gegenüber dem behandelnden Arzt hat.<sup>27</sup> Zwar sind Ärzte angehalten, bei Krankschreibungen „besondere Sorgfalt“ walten zu lassen,<sup>28</sup> aber Krankheit, die zur Arbeitsunfähigkeit führt, ist nur selten an objektiven medizinischen Parametern festzumachen und entzieht sich damit einer zweifelsfreien Messung.<sup>29</sup> Das ist dem Umstand geschuldet, dass der Gesundheitszustand auf einem Kontinuum liegt, das durch die Zustände gesund und krank begrenzt wird. Innerhalb dieser Grenzen liegen Zustände, die nicht eindeutig zuzuordnen sind.<sup>30</sup>

Der Arzt ist also bei der Entscheidung, eine Arbeitsunfähigkeitsbescheinigung auszustellen (oder nicht), auf die Aussagen des Patienten über seine Befindlichkeit angewiesen.<sup>31</sup> Auch hier hat der Patient (Arbeitnehmer) die Möglichkeit, seine privaten Informationen zu seinen Gunsten zu nutzen, um eine ungerechtfertigte Arbeitsunfähigkeitsbescheinigung zu erlangen, in dem er seinen Gesundheitszustand als für die Arbeit zu schlecht darstellt.

Ein weiterer Punkt, der die Einschätzung einer Arbeits(un)fähigkeit maßgeblich erschwert, ist der, dass eine Arbeitsunfähigkeit nicht nur aus dem aktuellen Gesundheitszustand des Arbeitnehmers resultiert, sondern sich vielmehr aus der Kombination von physischer und psychischer<sup>32</sup> Konstitution sowie den Arbeitsbedingungen und -anforderungen ergibt.<sup>33</sup> Das bedeutet, dass selbst bei einer eindeutig diagnostizierten Krankheit die Entscheidung, krank zu schreiben oder nicht, nicht in jedem Fall zur gleichen Konsequenz führen muss. Ein Arbeitnehmer, dessen Tätigkeit mit einer hohen körperlichen Belastung einhergeht, wird

---

<sup>27</sup> Vgl. Schmidt/Stephan (1998), S. 206.

<sup>28</sup> Vgl. Bundesausschuss der Ärzte und Krankenkassen (2004), S. 3.

<sup>29</sup> Vgl. Ferber (1994), S. 54, sowie Alewell/Nell (1997), S. 175.

<sup>30</sup> Vgl. Fick (1993), S. 4 f.

<sup>31</sup> Vgl. Kentner (1999), S. 2.

<sup>32</sup> Arbeitsunfähigkeiten aufgrund psychischer Erkrankungen haben in den letzten Jahren an Bedeutung gewonnen, vgl. Kuhn (2000), S. 31.

<sup>33</sup> Vgl. Kentner (1999), S. 2.

eher bei leichteren gesundheitlichen Einschränkungen seiner Arbeit nicht nachkommen können – ohne mit negativen Folgen für seinen Gesundheitszustand rechnen zu müssen – als ein Arbeitnehmer, dessen Tätigkeit sich auf den Schreibtisch beschränkt. Auch hier ist der konsultierte Arzt auf die Aussagen des Arbeitnehmers in Bezug auf die an ihn gestellten Arbeitsanforderungen angewiesen. Die Arbeitsunfähigkeitsrichtlinien schreiben eine Befragung des Patienten durch den Arzt über die „[...] ausgeübten Tätigkeiten und den damit verbundenen Anforderungen und Belastungen [...]“ vor (vgl. Bundesausschuss der Ärzte und Krankenkassen (2004), § 2 Abs. 5), da die Kausalität zwischen Krankheit und Arbeitsanforderungen für eine Krankschreibung erkennbar sein muss. Der Arzt steht somit vor der schwierigen Aufgabe, die Arbeitsunfähigkeit unter Berücksichtigung der Arbeitsanforderungen festzustellen. Auch in diesem Punkt kann der Arbeitnehmer seinen Informationsvorsprung, den er zweifelsohne gegenüber dem Arzt besitzt, zu seinem Vorteil nutzen. Er kann die Arbeitsbedingungen als so belastend darstellen, dass sie unter objektiven Gesichtspunkten eine Arbeitsbefreiung rechtfertigen.

### 2.2.3 Die Beziehung Patient - Arzt

Wie oben gezeigt, hat der Arbeitnehmer sowohl gegenüber dem Arzt als auch gegenüber dem Arbeitgeber einen Informationsvorsprung. Der Arzt kann als Gutachter des Arbeitnehmers sicherlich Maßnahmen ergreifen, die bestehenden Informationsasymmetrien abzubauen, doch ist der Arzt nicht nur gegenüber dem Arbeitgeber Agent, sondern gleichzeitig gegenüber dem Arbeitnehmer (Patienten). Aus dieser Beziehung erwächst ein besonderes Vertrauens- und Abhängigkeitsverhältnis zwischen beiden Vertragsparteien. Ein zufriedener Kunde (Patient) sichert das wirtschaftliche Überleben des Arztes. Eine allzu penible Prüfung der Arbeitsunfähigkeit könnte diesem Eigeninteresse des Arztes zuwiderlaufen.<sup>34</sup> Begünstigt wird die wirtschaftliche Abhängigkeit durch die freie Arztwahl der Patienten. Unzufriedene Patienten werden eher den Arzt wechseln. Die Ärzte stehen also in einer Konkurrenzsituation im Kampf um Marktanteile, sprich Patienten. Ein pauschaler Missbrauchsvorwurf belastet dieses Verhältnis

---

<sup>34</sup> Vgl. Weth (1999), S. 10.

---

und kann zu Abwanderung von „Kundschaft“ (also Patienten) führen.<sup>35</sup> Der mögliche Reputationsverlust gegenüber seinen Patienten wird den Arzt zu einem vom Patienten bevorzugten Verhalten bewegen.<sup>36</sup>

#### 2.2.4 Die Beziehung Arbeitgeber - Arzt

Der Arzt tritt in seiner gutachterlichen Funktion als Agent gegenüber dem Arbeitgeber (Principal) auf. Wie aus der Beschreibung der besonderen Beziehung zwischen Arzt und Patient deutlich wurde, gibt es Anhaltspunkte, dass sich der Arzt opportunistisch gegenüber dem Arbeitgeber verhalten kann. Die Rücksichtnahme auf die Interessen des Patienten beeinflusst nicht nur die Nutzenfunktion des Patienten positiv, sondern auch die des Arztes. Der Arzt verfügt über private Informationen über den Gesundheitszustand des Patienten (so dieser objektiv feststellbar ist) sowie über die genutzten Untersuchungsmaßnahmen und den Umfang der Befragung über die Arbeitsbedingungen, um im Sinne des Arbeitgebers eine ausreichende Prüfung zu gewährleisten. Der Arbeitgeber kann das Anstrengungsniveau des Arztes nicht beobachten. Man spricht in diesem Zusammenhang von Hidden Action. Den daraus resultierenden Informationsvorsprung kann der Arzt nutzen, um seinen eigenen Nutzen zu erhöhen, was zu Lasten des Arbeitgebers geht.

Eine Verbesserung der Informationslage über den Gesundheitszustand des Patienten wäre möglich, bspw. durch aufwendige medizinische Untersuchungen, dürfte jedoch in den meisten Fällen unverhältnismäßig hohe Kosten verursachen. Zudem unterliegt der Arzt zeitlichen Restriktionen. Die genaue Überprüfung der vom Patienten vorgetragenen Symptome geht zu Lasten anderer Patienten und damit auch zu Lasten des Arztes. Er wird die Wartezeit anderer Patienten nicht deswegen verlängern, um einen möglichen Schaden vom Arbeitgeber abzuhalten, der diesem aus einer unberechtigten Krankschreibung erwächst.

---

<sup>35</sup> Vgl. Weth (1999), S. 12.

<sup>36</sup> Vgl. Askildsen/Bratberg/Nilsen (2005), S. 1088.

Auch bei der Befragung über die Arbeitsbedingungen stehen dem Arzt sicherlich Mittel zur Verfügung, die Angaben des Patienten einer genaueren Prüfung zu unterziehen. Verpflichtend für die Entscheidung, eine Arbeitsunfähigkeitsbescheinigung auszustellen, ist aber allein die Befragung des Patienten zu den Arbeitsbedingungen. Die Frage, die sich in diesem Zusammenhang stellt, ist, ob der Arzt erstens dazu in der Lage und zweitens gewillt ist, dieser Aufgabe gerecht zu werden. Denn auch in diesem Zusammenhang ist der Arzt eigenen ökonomischen Interessen unterworfen, die ihn von einer genaueren Prüfung der Arbeitsanforderungen abhalten werden. Auch hier dürften die zeitlichen Restriktionen eine maßgebliche Rolle spielen, die ihn von der Ermittlung der „wahren“ Arbeitsbedingungen abhalten. Zum anderen spielt auch in dieser Situation das bereits angesprochene besondere Vertrauensverhältnis zwischen Arzt und Patient eine Rolle.

Zwar hat der Arbeitgeber die Möglichkeit, die Beweiskraft einer Arbeitsunfähigkeitsbescheinigung zu erschüttern, doch dürfte dies besonders schwer fallen, da dem Arbeitgeber per Krankenschein keine Informationen über die Art der Krankheit vorliegen.<sup>37</sup> Weiterhin hat der Arbeitgeber die Möglichkeit, vom Medizinischen Dienst der Krankenkassen ein Gutachten über die Arbeitsunfähigkeit einzuholen, so Zweifel<sup>38</sup> an der Erkrankung vorliegen, die die Arbeitsunfähigkeit begründet.<sup>39</sup> Die Kontroll- bzw. Bestrafungsmöglichkeiten des Arbeitgebers gegenüber dem Arzt sind aber äußerst beschränkt.

### 2.2.5 Fazit

Die hier aufgeführten Argumente zeigen, dass der Arzt als objektiver Sachverständiger nicht geeignet erscheint, sowohl die Interessen des Patienten als auch die Interessen der Arbeitgeber und anderer Anspruchsgruppen<sup>40</sup> in gleicher Weise zu berücksichtigen. Das Eigeninteresse des Arztes und die ökonomischen Zwänge

---

<sup>37</sup> Vgl. Schaub (1999), S. 825.

<sup>38</sup> Zweifel an der Arbeitsunfähigkeit liegen vor, wenn der Arbeitnehmer oder der behandelnde Arzt in Bezug auf die Dauer, den Beginn, das Ende und die Häufigkeit der Krankschreibungen auffällig ist.

<sup>39</sup> Vgl. Boss (2000), S. 34.

<sup>40</sup> Andere Anspruchsgruppen im Zusammenhang mit der Arbeitsunfähigkeit sind Krankenkassen oder auch die Beitragszahler der Krankenkassen.

können ihn von einer genaueren Prüfung der Arbeitsunfähigkeit abhalten. Die Aussage- und Beweiskraft einer ärztlich attestierten Arbeitsunfähigkeit kann man unter diesen Gesichtspunkten anzweifeln. Da der Arbeitgeber nur wenige Möglichkeiten hat, die Richtigkeit der Arbeitsunfähigkeit zu überprüfen, besitzt der Arbeitnehmer einen Verhaltensspielraum und ist in der Lage, diesen zu seinem Vorteil zu nutzen.<sup>41</sup> D. h., aus dem Umstand der asymmetrisch verteilten Informationen über den Gesundheitszustand zwischen Arbeitnehmer und Arbeitgeber einerseits und zwischen Patient und Arzt sowie zwischen Arzt und Arbeitgeber andererseits kann der Arbeitnehmer den Umfang der krankheitsbedingten Fehlzeiten mit Anspruch auf Lohnfortzahlung in Grenzen selbst bestimmen. Es ist also zu erwarten, dass der rational entscheidende Arbeitnehmer sich gegenüber seinem Arbeitgeber opportunistisch verhält und Fehlzeiten auch über das medizinisch notwendige Maß hinaus verursacht.

### 2.3 Fehlzeiteninduzierte Kosten

In der Diskussion um den Wirtschaftsstandort Deutschland nehmen die Kosten aufgrund krankheitsbedingter Fehlzeiten im Rahmen der Arbeitskostendebatte eine prominente Stellung ein. Deutschland hat im internationalen Vergleich die höchsten Arbeitskosten, die durch die sehr hohen Personalzusatz- bzw. Lohnnebenkosten getrieben werden.<sup>42</sup> Die ohnehin hohen Arbeitskosten werden durch die Fehlzeiten induzierte Kostenkomponente zusätzlich erhöht und schwächen damit die Konkurrenzfähigkeit deutscher Unternehmen, so die Argumentation.<sup>43</sup> Im Jahr 2001 beliefen sich die gesamten Arbeitskosten auf 26,16 € je Stunde. Dabei liegen die Kosten im internationalen Vergleich für das direkte Entgelt<sup>44</sup> mit 14,44 € je Stunde eher im Mittelfeld. Bei den Personalzusatzkosten liegt Deutschland dagegen mit 11,72 € je Stunde auf dem ersten Rang.<sup>45</sup> Zwar hat Deutschland 2002 den ersten Platz bei den Arbeitskosten an Norwegen verloren (Deutschland 26,36 und Norwegen 28,52 € je Stunde), dennoch liegt Deutschland

---

<sup>41</sup> Vgl. Backes-Gellner/Schorn/Krings (2001), S. 107.

<sup>42</sup> Vgl. Frick (2000), S. 189.

<sup>43</sup> Vgl. Stephan (1994), S. 43.

<sup>44</sup> Das direkte Entgelt ist das Entgelt für geleistete Arbeit. Vgl. Institut der Deutschen Wirtschaft Köln (2002a), S. 1.

<sup>45</sup> Vgl. Institut der Deutschen Wirtschaft Köln (2002a), S. 2.



mit 11,30 € je Stunde im Bereich Personalzusatzkosten weiterhin auf Platz eins.<sup>46</sup> Welche Rolle die Entgeltfortzahlung im Krankheitsfall im Rahmen der Arbeitskosten spielt und welchen Umfang sie annimmt, soll nachfolgend erläutert werden.

### 2.3.1 Direkte Kosten

Zu den direkten Kosten aus Arbeitgebersicht zählen die Kosten, die infolge der Lohnfortzahlungsverpflichtung entstehen. Der Arbeitgeber ist verpflichtet, für die ersten sechs Wochen der Arbeitsunfähigkeit das Entgelt eines Arbeitnehmers weiter zu zahlen.<sup>47</sup>

Die Entgeltfortzahlung zählt im Rahmen des Arbeitskostenkonzepts sowohl zum Bruttolohn und Gehalt als auch zu den Personalzusatzkosten. Innerhalb der Personalzusatzkosten findet sich die Entgeltfortzahlung unter den gesetzlichen Personalzusatzkosten. Neben den Urlaubs- und Feiertagen wird die Lohnfortzahlung im Krankheitsfall weiterhin zu der Vergütung arbeitsfreier Tage gezahlt. In diesen Fällen wird also ein Lohn gezahlt, ohne dass dem eine unmittelbare Arbeitsleistung entgegensteht. Die Kostenbelastung durch Lohnfortzahlung ist nicht unerheblich. Für das Jahr 2001 belaufen sich diese Kosten für die gesamte deutsche Wirtschaft auf nominal 32,7 Mrd. €.

Abbildung 3 zeigt die Entwicklung der Lohnfortzahlungskosten in den Alten Bundesländern in Euro von 1970 bis 2001 (in den Preisen von 1995) sowie den korrespondierenden Krankenstand. Hier wird deutlich, dass die Kosten der Lohnfortzahlung Höchstwerte in den Jahren 1980 mit 22,3 Mrd. €, 1992 mit 25,2 Mrd. € und 1995 mit 24,9 Mrd. € einnehmen. 1998 wurde mit 19,4 Mrd. € ein zwischenzeitlicher Tiefststand erreicht, ab dem die Entwicklung wieder leicht aufwärts ging und sich in den Jahren 2000 und 2001 bei 21,8 Mrd. € bewegte. Getrieben wird die Entwicklung durch die Höhe des Krankenstandes, was sich am Verlauf der beiden Kurven verdeutlicht.

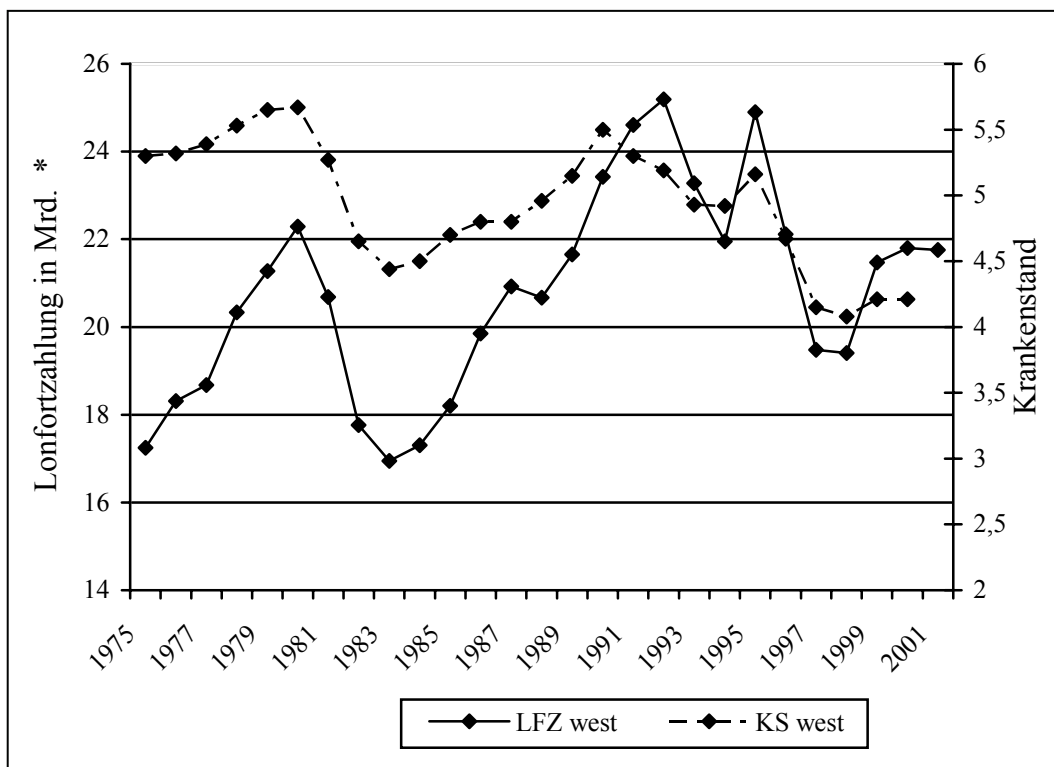
---

<sup>46</sup> Vgl. Institut der Deutschen Wirtschaft Köln (2003), S. 2.

<sup>47</sup> Maßgeblich für den Anspruch auf Entgeltfortzahlung ist eine Arbeitsunfähigkeitsbescheinigung, wie im vorigen Abschnitt bereits diskutiert.

Im Rahmen der gesamten Personalzusatzkosten spielt die Entgeltfortzahlung relational aber eine eher untergeordnete Rolle. So lag deren Anteil an den Personalzusatzkosten im Produzierenden Gewerbe im Jahr 1992 bei gerade 6,3 %. Dieser Anteil reduzierte sich 1996 auf 5,1 und 2000 auf 4,3 %. Im Jahr 2001 sank dieser Wert weiter auf 4,0 %. Der Anteil der Zahlungen für Urlaub einschließlich Urlaubsgeld hingegen lagen für 1992 bei 24 %, 1996 bei 22,9 %, 2000 bei 22,8 % und 2001 bei 22,9 % und damit deutlich höher als die Kosten, welche durch die Lohnfortzahlung entstanden sind.<sup>48</sup>

Abbildung 3: Krankenstand und Lohnfortzahlung von 1975 bis 2002 für Westdeutschland



Quelle: Eigene Darstellung. Die Daten stammen aus dem Sozialbudget verschiedener Jahrgänge

<sup>48</sup> Grundlage der Berechnungen sind die Angaben der Personalzusatzkosten des Instituts der Deutschen Wirtschaft und eigene Berechnungen, vgl. Institut der Deutschen Wirtschaft Köln (2002b).

Die Brisanz, die sich mit der Lohnfortzahlung verbindet, ist vermutlich darin begründet, dass die Kosten der Lohnfortzahlung teilweise aus dem Verhalten der Arbeitnehmer resultieren. Die Lohnfortzahlungskosten sind die einzigen Kosten der Personalzusatzkosten, die kurzfristig beeinflussbar sind. In diesem Zusammenhang spielt der Missbrauchsvorwurf in Bezug auf die ungerechtfertigte Inanspruchnahme der Lohnfortzahlung eine wichtige Rolle. Die Kosten, die durch Urlaubsanspruch, Sozialversicherungsbeiträge usw. entstehen, bedürfen hingegen entweder gesetzlicher oder tarifvertraglicher Änderungen.

### 2.3.2 Indirekte Kosten

Neben den direkten Kosten in Form von Entgeltfortzahlungsaufwendungen entstehen aus Unternehmenssicht weitere Kosten, namentlich indirekte Kosten. Diese resultieren überwiegend daraus, dass durch fehlende Mitarbeiter der Produktionsablauf gestört wird. Da es sich beim Ausbruch von Krankheiten (dies gilt auch für Absentismus) um einen Zufallsprozess handelt, ist die krankheitsbedingte Abwesenheit nicht sicher zu kalkulieren. Fehlende Mitarbeiter müssen kurzfristig für die Zeit ihrer Abwesenheit ersetzt werden, um die von ihnen zu bewältigenden Aufgaben durch Andere verrichten zu lassen.<sup>49</sup> Im Einzelnen sind es Kosten durch Überstunden, die geleistet werden müssen, um einen bestimmten Output trotz fehlender Mitarbeiter zu erreichen. Da Überstunden in der Regel zuschlagspflichtige Arbeitsstunden darstellen, fallen diese nicht nur mit dem normalen Stundenlohn zu Buche. Die von den anwesenden Mitarbeitern zu tragende Mehrarbeit kann aber auch zu Motivationsproblemen bei diesen führen, welche wiederum Kosten verursachen. Sieht sich ein Unternehmen nicht in der Lage, die Aufgaben abwesender an anwesende Mitarbeiter zu delegieren, können daraus Lieferschwierigkeiten und Produktionsausfälle resultieren.<sup>50</sup> Diese Situation tritt besonders bei teamproduzierten Outputs hervor. Hier ist das Team auf den Beitrag der einzelnen Teammitglieder angewiesen, so dass aus der Abwesenheit Einzelner spürbare Konsequenzen erwachsen können.<sup>51</sup> Alternativ sehen sich Unternehmen

---

<sup>49</sup> Vgl. Barmby/Stephan (2000), S. 568, o. a. Barmby/Sibly (2004), S. 141.

<sup>50</sup> Vgl. u. a. Alewell/Nell (2002), S. 146, Salowski (1996), S. 41, Schnabel (1997), S. 36 f, Schmidt/Stephan (1998), S. 204, oder Stephan (1991), S. 583.

<sup>51</sup> Vgl. Nicholson et al. (2004), S. 1.

gezwungen, Ersatzmitarbeiter vorzuhalten, um auf Arbeitsangebotsschwankungen flexibel reagieren zu können.<sup>52</sup> Gerade kleinere Betriebe dürften Schwierigkeiten haben, fehlendes Personal schnell und ohne größere Kosten zu ersetzen, da die Personaleinsatzflexibilität gering sein dürfte.<sup>53</sup> Über die Höhe dieser Kosten liegen nur Schätzungen vor. Zudem können die Kosten zwischen den Betrieben aufgrund unterschiedlicher Produktionsprozesse, Kapitalausstattungen und Arbeitsorganisationsformen differieren.<sup>54</sup> *Kowalski* (1995) veranschlagt die indirekten auf das doppelte der Kosten, die durch Entgeltfortzahlungen entstehen.<sup>55</sup> Hingegen errechnen *Nicholson et al.* (2004) einen durchschnittlichen Multiplikator für die Abwesenheitskosten von rund 1,6 des Tageslohns und einen Median von 1,28.<sup>56</sup>

Neben den betrieblichen indirekten Kosten ergeben sich auch indirekte Kosten auf volkswirtschaftlicher Ebene in Form von volkswirtschaftlichen Produktionsausfällen.<sup>57</sup> Die Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin beziffert diese Kosten je nach Berechnungsmethode auf 44,15 Mrd. € bzw. 69,53 Mrd. € im Jahr 2002. Berechnungsgrundlage ist das Produkt aus durchschnittlichen Fehltagen und Anzahl deutscher Arbeitnehmer, das mit dem durchschnittlichen Stundenlohn bzw. der durchschnittlichen Bruttowertschöpfung multipliziert wird.<sup>58</sup> Zu beachten bei diesen Berechnungen ist, dass der tatsächliche Produktionsausfall geringer sein dürfte, da fehlende Mitarbeiter ersetzt werden (können). Die Zahlen sind daher eher mit Vorsicht zu interpretieren.

---

<sup>52</sup> Vgl. Schnabel (1996), S. 27.

<sup>53</sup> Vgl. Küsgens/Rossiyskaya/Vetter (2003), S. 278, Pauly et al. (2002), S. 228.

<sup>54</sup> Vgl. Schnabel (1997), S. 37.

<sup>55</sup> Vgl. Kowalski (1995), S. 40.

<sup>56</sup> Vgl. Nicholson et al. (2004), S. 13.

<sup>57</sup> Vgl. u. a. Kohler (2002), S. 3.

<sup>58</sup> Vgl. Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin (2002), S. 1.

## 2.4 Entwicklungen des Krankenstandes in Deutschland

Für die Betrachtung der Fehlzeitenentwicklung auf gesamtdeutscher Ebene kann der Krankenstand herangezogen werden. Der gesamtwirtschaftliche Krankenstand bildet den Anteil fehlender Arbeitnehmer zu einem Stichtag ab. Bei der Interpretation sind durch das Konzept, nach dem der Krankenstand berechnet wird, einige Besonderheiten zu beachten. Darauf soll im Folgenden näher eingegangen werden.

### 2.4.1 Krankenstand als gesamtwirtschaftlicher Fehlzeitenindikator

Für die amtliche Statistik finden die von den behandelnden Ärzten an die Krankenkasse übermittelten Arbeitsunfähigkeitsfälle Verwendung. Zum Ersten des Monats wird die Zahl der Arbeitsunfähigkeitsbescheinigungen ausgezählt und mit der Zahl der Pflichtmitglieder der Krankenkassen ins Verhältnis gesetzt. Der jährliche Krankenstand wird über das arithmetische Mittel berechnet. Der Jahresdurchschnittswert ergibt sich aus dem arithmetischen Mittel der zwölf Stichtagswerte und dem Stichtagswert des 1.1. des Folgejahres. Nicht erfasst werden bei der Ermittlung des Krankenstandes Rentner, Künstler, Studenten, Jugendliche, Behinderte, Wehr-, Zivil- und Grenzschutzdienstleistende, landwirtschaftliche Unternehmer und Empfänger von Vorruhestandsleistungen. Für diese Gruppen werden von einem Arzt in der Regel keine Arbeitsunfähigkeitsbescheinigungen ausgestellt. Zudem sind die Arbeitsunfähigkeitsfälle, für die die Krankenkasse kein Kostenträger ist, nicht enthalten. Arbeitsunfähigkeitsfälle, die durch Mutterschutzfristen verursacht werden, gehen ebenfalls nicht in die amtliche Statistik ein.<sup>59</sup> Das Gesagte gilt auch für Kurzeiterkrankungen, für die keine Attestpflicht besteht.

Der Krankenstand stellt ein Bestandsmaß dar. Keine Berücksichtigung erfährt die Dauer der Erkrankungen. Da der Krankenstand auf einer stark aggregierten Ebene dargestellt wird, sind individuelle Entwicklungen nicht ablesbar. Die Entwicklung des Krankenstandes kann zudem durch eine Reihe struktureller Einflüsse bestimmt sein. Wenn die Höhe des Krankenstandes sich im Zeitablauf ändert, ist

---

<sup>59</sup> Vgl. Bundesministerium für Gesundheit und soziale Sicherung (2005), S. 18.

nicht auszuschließen, dass dies neben einem veränderten persönlichen Verhalten der Arbeitnehmer auch durch die veränderte Struktur der Arbeitnehmerschaft verursacht wurde.<sup>60</sup>

#### 2.4.2 Die Entwicklung im Wochenverlauf

Im Wochenverlauf lassen sich Unterschiede anhand der auf die Tage verteilten Krankmeldungen feststellen. Montag ist der Tag mit den meisten Krankmeldungen. Im Jahr 2002 begannen 33,5 % der Arbeitsunfähigkeitsfälle einer Woche an einem Montag, wohingegen sich der Anteil der übrigen Tage der Arbeitswoche zwischen 21,8 % an Dienstagen und 10,8 % an Freitagen bewegte.<sup>61</sup> Auch in 2003 sticht der Montag mit 33,4 % hervor (vgl. Abbildung 4).<sup>62</sup> Die Häufung an Montagen wird oft vorschnell als eine Verlängerung des Wochenendes interpretiert, somit also unterstellt, dass der hohe Anteil ungerechtfertigter Arbeitsunfähigkeitsfälle hier zum Ausdruck kommt. Eine andere Begründung zielt mit Verweis auf die Gleichverteilung der Erkrankungswahrscheinlichkeit über die Wochentage auf eine erhöhte Krankmeldung an Montagen ab.<sup>63</sup> Da am Wochenende die Wahrscheinlichkeit zu erkranken ähnlich hoch ist wie an anderen Wochentagen, aber an diesen Tagen in den meisten Berufen nicht gearbeitet wird, werden die Erkrankungen erst am Montag gemeldet. Am Wochenende ist, abgesehen von Bereitschaftsdiensten, die medizinische Betreuung nur eingeschränkt zugänglich, da Praxisöffnungszeiten sich überwiegend auf die Arbeitswoche verteilen, was die Krankmeldung am Wochenende zusätzlich erschwert. Der Montag umfasst damit auch die Erkrankungswahrscheinlichkeit des Wochenendes und weist dadurch eine Häufung an Krankmeldungen auf.<sup>64</sup>

---

<sup>60</sup> Eine Diskussion struktureller Einflüsse findet sich unter Gliederungspunkt 2.4.4.

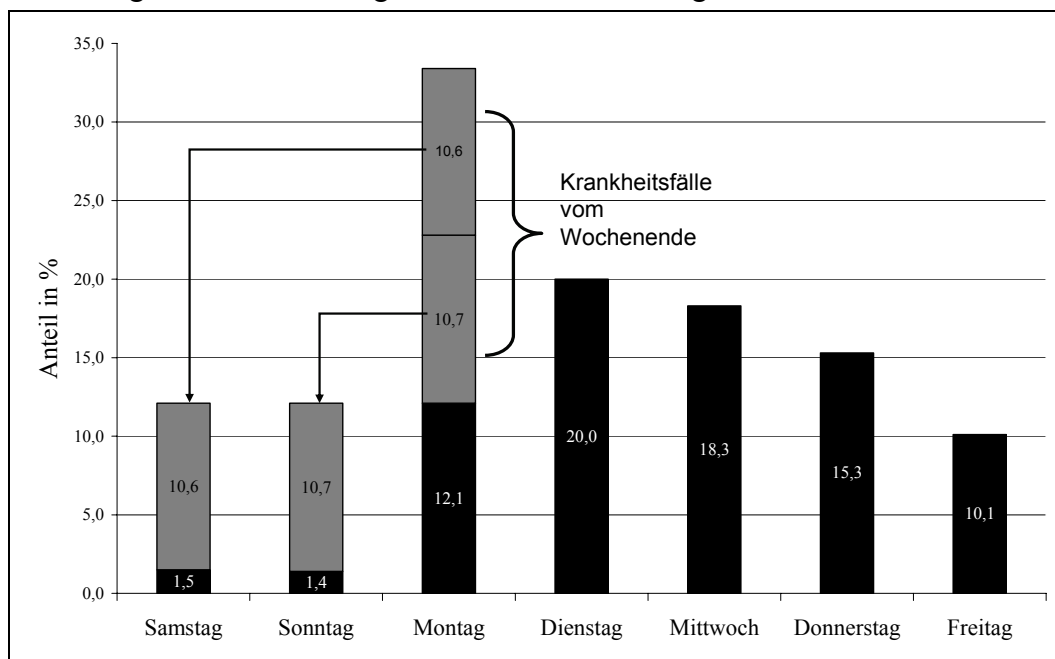
<sup>61</sup> Vgl. Küsgens/Rossiyskaya/Vetter (2003), S. 289.

<sup>62</sup> Vgl. Vetter/Küsgens/Schumann (2005), S. 294.

<sup>63</sup> Vgl. Neuberger (1997), S. 332. Für Schweden beobachten Johansson und Palme (2002) eine Häufung des Beginns einer Krankheitsepisode am Montag, vgl. Johansson/Palme(2002), S. 392.

<sup>64</sup> Vgl. Zoike (1991), S. 42.

Abbildung 4: Arbeitsunfähigkeitsfälle nach AU - Beginn für 2003



Quelle: Vetter/Küsgens/Schumann (2005), S. 294.

Während am Montag am häufigsten Arbeitsunfähigkeiten beginnen, zeichnet sich der Freitag durch einen im Vergleich zu anderen Tagen hohen Krankenstand aus.<sup>65</sup> Die hohen Krankenstandszahlen am Freitag werden auf das Krankschreibungsverhalten der Ärzte zurückgeführt. Danach neigen Ärzte dazu, Arbeitsunfähigkeitsbescheinigungen bis zum Ende der Woche auszustellen.<sup>66</sup> Im Jahr 2001 fiel das Ende von 46,4 % der Krankheitsfälle auf einen Freitag.<sup>67</sup> Im Jahr 2002 waren es 45,1 % aller Krankschreibungen.<sup>68</sup> Der Mittwoch ist mit 13,6 (2001) und 13,5 % (2002) der Tag, an dem am zweithäufigsten eine Krankschreibung endet. Da das Ende der Arbeitswoche vorwiegend als Ende der Krankschreibung genutzt wird, kumuliert der Krankenstand im Wochenverlauf, was zu einem hohen Krankenstand an Freitagen führt. Aus dem hohen Krankenstand an Freitagen und der Häufung von Krankmeldungen an Montagen lässt sich folglich nicht ableiten, dass gerade Tage nach bzw. vor dem Wochenende zum

<sup>65</sup> Vgl. Salowski (1996), S. 48.

<sup>66</sup> Vgl. Schnabel/Stephan (1993), S. 135.

<sup>67</sup> Vgl. Küsgens/Rossiyskaya/Vetter (2003), S. 289.

<sup>68</sup> Vgl. Vetter/Küsgens/Dold (2003) S. 289.

„Blaumachen“ genutzt werden.<sup>69</sup> Die Tatsache, dass am Freitag mit 10,8 % der geringste Anteil an Krankmeldungen auftritt, widerspricht ebenfalls der „Blaumacherthese“.

### 2.4.3 Langfristiger Verlauf des Krankenstandes

Die langfristige Entwicklung des Krankenstandes ist durch einige deutliche zyklische Schwankungen gekennzeichnet. Lag der Krankenstand 1960 bei 5,1 % und sank bis 1967 auf knapp 4,5 %, ist zum Ende der siebziger Jahre ein starker Anstieg zu verzeichnen. 1973 lag der gesamtwirtschaftliche Krankenstand auf einem historischen Höchststand von knapp 5,86 %.<sup>70</sup> In den folgenden Jahren bewegte sich der Krankenstand weiter auf einem hohen Niveau und fiel ab 1980 bis zum Jahr 1983 auf 4,44 %. Nach 1983 entwickelte sich der Krankenstand wieder nach oben und erreichte 1991 einen weiteren Spitzenwert. In Abbildung 5 ist die Entwicklung des Krankenstandes für die Alten Bundesländer von 1970 bis 2005 sowie der Krankenstand für die Neuen Länder aber auch der gesamtdeutsche Krankenstand von 1991 bis zum Jahr 2005 graphisch dargestellt.

Nach 1995 ist erneut ein drastisches Abfallen zu konstatieren. Bis zur heutigen Zeit blieb das niedrige Krankenstandsniveau erhalten und liegt im Jahr 2004 bei unter 4 %. Die Voraussagen für das Jahr 2005 deuten darauf hin, dass sich der Krankenstand nach jahrelangem Abwärtstrend leicht erhöhen wird. Der rechnerische Krankenstand, der mittels der Monatswerte von Januar bis August gebildet wird, wird mit 3,57 % für das gesamte Bundesgebiet angegeben. Das bedeutet eine Zunahme des Krankenstandes bezogen auf den gleichen Zeitraum des Vorjahres um 6,95 %. Es ist davon auszugehen, dass sich der Wert des Krankenstandes bis zum Jahresende noch erhöht, da im November und Dezember im Vergleich zu den übrigen Monaten mit einem höheren Krankenstand zu rechnen ist.

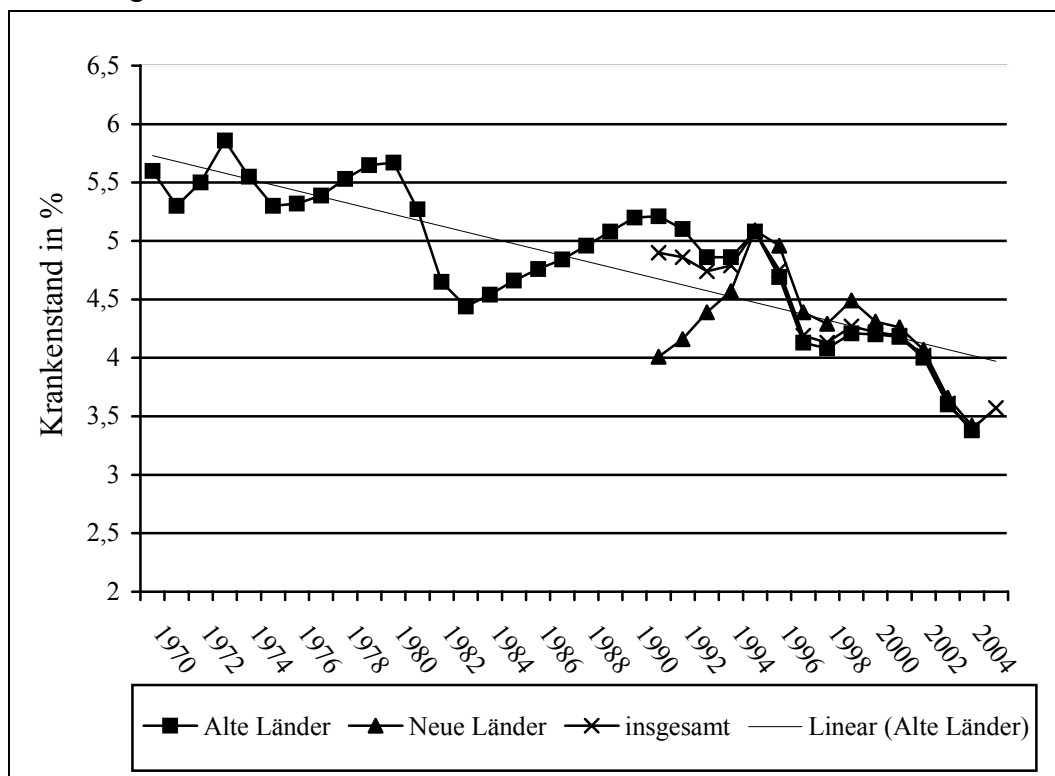
---

<sup>69</sup> Vahtera/Kivimäki/Pentti (2001), S. 820 f. erbringen den Nachweis, dass sich Kurzzeiterkrankungen vorwiegend an Montagen und Freitagen konzentrieren, mit finnischen Daten. Sie werten dies als Indiz für das Auftreten von verlängerten Wochenenden, indem Krankmeldungen genutzt werden.

<sup>70</sup> Vgl. Kohler (2002) zu den Angaben des Krankenstandes vor 1970.



Abbildung 5: Krankenstand von 1970 bis 2005 für Deutschland



Quelle: Eigene Darstellung. Die Daten stammen vom Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (2005).

Deutlich wird auch, dass der Krankenstand in den Neuen Bundesländern 1991 wesentlich geringer war als in den Alten Bundesländern. Der Unterschied betrug 1,2 Prozentpunkte. In den folgenden Jahren näherten sich die Niveaus allerdings schrittweise an, und der Krankenstand der Neuen Bundesländer lag 1995 schon über dem in den Alten Ländern. Bis zum Jahr 2005 entwickelte sich der Verlauf in Ost und West nahezu parallel, mit höheren Absolutwerten in den Neuen Bundesländern. Die in Abbildung 5 verwendete Gerade bildet den langfristigen Trend der Krankenstandsentwicklung ab. Es ist erkennbar, dass der Krankenstand in den 70er Jahren höher lag als in den 80er Jahren, und bis ins Jahr 2005 setzte sich der Abwärtstrend fort. Die Erklärung für diese Entwicklung ist in verschiedenen Einflüssen zu suchen. Im folgenden Abschnitt sollen die strukturellen Veränderungen als potentielle Einflussfaktoren sowie ihre Wirkungsrichtung näher analysiert werden.

#### 2.4.4 Strukturelle Determinanten des langfristigen Krankenstands

Wie bereits festgestellt, unterliegt der gesamtwirtschaftliche Krankenstand in langer Frist einem negativen Trend. Die strukturellen Einflüsse, welche vermutlich für diese Entwicklung verantwortlich zeichnen, sollen im Folgenden skizziert werden. Des Weiteren sollen die Ursachen für die Unterschiede der Krankenstandswerte zwischen den Alten und Neuen Ländern in differierenden Erwerbstätigenstrukturen gesucht werden.

##### 2.4.4.1 Anteil der Arbeiter an den Erwerbstätigen

Zu den strukturellen Einflussfaktoren gehört der Anteil der Arbeiter an der Erwerbsbevölkerung. Für die Teilpopulation der Arbeiter wurde in mehreren empirischen Untersuchungen ein höherer Krankenstand als für Angestellte ausgewiesen.<sup>71</sup> Im Jahr 1997 wiesen die Arbeiter 22,4 Fehltage auf. Im Vergleich dazu hat die Berufsgruppe der Angestellten nur 12,6 Fehltage aufgewiesen. Das ergibt einen rechnerischen Krankenstand<sup>72</sup> von 6,1 % für Arbeiter und 3,5 % für Angestellte im genannten Jahr. Für das Jahr 2002 wurden für Arbeiter 23 und für Angestellte 13,3 Fehltage (und ein Krankenstand von 6,3 und 3,6 %) festgestellt. Von 1997 bis 2002 lag der Krankenstand von Arbeitern im Durchschnitt 2,7 Prozentpunkte höher als der von Angestellten. Erklärt wird der Unterschied zwischen den Berufsgruppen unter anderem mit einer höheren Arbeitsbelastung bei den Arbeitern, die zu einer höheren Krankheitswahrscheinlichkeit führt.<sup>73</sup> Zum anderen hängt die Arbeitsunfähigkeit nicht nur von dem Faktum Krankheit ab, sondern auch von der Belastung durch die Arbeit. Es scheint plausibel, dass sich ein Büroangestellter mit einer Erkältung durchaus in der Lage sieht, seine Arbeitsaufgaben zu erfüllen, während ein Arbeiter mit einer körperlich belastenden Tätigkeit dieser nicht nachgehen kann. Durch die Arbeitsbelastung wird nicht nur die Erkrankungswahrscheinlichkeit sondern auch die Arbeitsunfähigkeit beeinflusst. Des Weiteren gelten strengere Regelungen des Arbeitsunfähigkeits-

---

<sup>71</sup> Vgl. u. a. Thalmaier (2002), S. 252 ff.

<sup>72</sup> Der rechnerische Krankenstand ergibt sich, indem 365 Tage im Jahr zugrunde gelegt werden, vgl. dazu Alewell/Nell (2002), S. 147.

<sup>73</sup> Vgl. Schnabel/Stephan (1993), S. 133 f.

nachweises für Arbeiter. Im Gegensatz zu den Angestellten müssen Arbeiter oft schon am ersten Tag der Krankschreibung eine Arbeitsunfähigkeitsbescheinigung bei ihrem Arbeitgeber vorlegen. Es ist zu vermuten, dass Angestellte auch durch die Untererfassung von Kurzzeiterkrankungen einen niedrigeren Krankenstand ausweisen.<sup>74</sup>

Der Anteil der Arbeiter an den abhängig Erwerbstätigen hat in den letzten Jahren zugunsten der Angestellten drastisch abgenommen. Betrug der Arbeiteranteil in den Alten Bundesländern 1970 noch 57,4 %, so fiel er bis zum Jahr 2002 auf 34,18 %. Der Angestelltenanteil an den abhängig Erwerbstätigen stieg von 35,9 % 1970 bis auf 58,5 % im Jahr 2002.<sup>75</sup> In den Neuen Ländern nahm der Anteil der Arbeiter von 47,6 % im Jahr 1991 auf 42,4 % im Jahr 2002 ab. Der Anteil der Angestellten nahm dagegen zu. 1991 lag dieser bei 51,2 % und stieg im Jahr 2002 auf 52,7 %. Erkennbar ist der strukturelle Unterschied in Bezug auf das Merkmal „Stellung im Beruf“ zwischen den Alten und den Neuen Ländern. Der Osten ist der Anteil der Arbeiter deutlich größer.

Es ist zu vermuten, dass die Abnahme des Arbeiteranteils einen Teil des negativen Trends des Krankenstandsverlaufs erklären kann.

#### 2.4.4.2 Anteil der Teilzeitbeschäftigten an den Erwerbstätigen

Einen weiteren strukturellen Einflussfaktor stellt die Teilzeitquote dar.<sup>76</sup> Die Argumentation für den Einfluss der Teilzeitquote auf den gesamtwirtschaftlichen Krankenstand basiert auf zwei Ansätzen. Zum einen wird aus einer arbeitsmedizinischen Perspektive argumentiert. Nach dieser Sicht liegen die Krankenstände deshalb niedriger, da die Erholungsphasen Teilzeitbeschäftigter infolge kürzerer Arbeitszeiten länger sind. Das ermöglicht eine bessere Regeneration von belastenden Arbeiten.<sup>77</sup> Zweitens werden die geringeren Krankenstände aus

---

<sup>74</sup> Vgl. Stephan (1991), S. 584, oder Schnabel/Stephan (1993), S. 133.

<sup>75</sup> Die Berechnung erfolgte auf der Grundlage der Daten des Statistischen Bundesamtes (m. Jg.).

<sup>76</sup> Vgl. Schnabel/Stephan (1993), S. 134.

<sup>77</sup> Vgl. Thalmaier (1999), S. 53.

arbeitsökonomischer Sicht begründet. Hier entfällt die Reaktion auf eine aus Arbeitnehmersicht suboptimale Kombination von Arbeitszeit und Lohn.<sup>78</sup>

Die Teilzeitenquote hat im Verlauf der letzten Jahre ebenfalls deutlich zugenommen. Lag diese Quote in den Alten Ländern 1970 bei 8,7 %, so stieg sie bis 2002 auf knapp 22,9 %.<sup>79</sup> In den Neuen Bundesländern ist die Teilzeitquote ausgehend vom Jahr 1991 mit 8,9 % auf 14,3 % im Jahr 2002 gestiegen. Auffällig bei der Analyse der Entwicklung der Teilzeitquote ist die Dominanz der Frauen in diesem Bereich. Zwar hat der Anteil der Frauen an allen Teilzeiterwerbstätigen von 91,8 % (1984) auf 86,6 % im Jahr 2002 abgenommen, doch sind immer noch sieben von acht Teilzeitbeschäftigten weiblich. Zudem wird auch hier deutlich, dass im Ost-West-Vergleich noch strukturelle Unterschiede bestehen.

Die Veränderung der Arbeitnehmerstruktur in Bezug auf die Arbeitszeiten könnte auch hier einen den Krankenstand mindernden Effekt haben.

#### 2.4.4.3 Anteil der Frauen an den Erwerbstätigen

Für die Erklärung des langfristigen negativen Trends des Krankenstandes wird auch der Anteil der Frauen an den Erwerbstätigen als Einflussfaktor bemüht. Frauen weisen im Vergleich zu Männern einen geringeren Krankenstand auf. Das liegt unter anderem an dem Erhebungsverfahren des Krankenstandes. Nicht berücksichtigt werden im Konzept des Krankenstandes die durch Mutterschutzregelungen verursachten Fehlzeiten. Darüber hinaus treten bei Frauen häufiger Kurzzeiterkrankungen auf, die im Konzept des Krankenstandes unterrepräsentiert sind.<sup>80</sup> Der Anteil der Berufsgruppe der Angestellten an allen abhängig Beschäftigten ist bei den Frauen weitaus höher als bei den Männern, ebenso der Anteil der Frauen an den in Teilzeit Erwerbstätigen. Für das Jahr 1970 ergibt sich ein Anteil an Angestellten bei Männern von 28,2 %, der sich bis zum Jahr 2002 auf 48,5 % erhöht. Bei den Frauen beträgt dieser Wert im Jahr 1970

---

<sup>78</sup> Vgl. Barmby/Treble (1991a), S. 161, und ausführlicher unter Punkt 3.1 dieser Arbeit.

<sup>79</sup> Die Teilzeitquote ist der Anteil der in Teilzeit arbeitenden Erwerbstätigen an allen abhängig Erwerbstätigen. Die Berechnung erfolgte auf der Grundlage der Daten des Statistischen Bundesamtes (m. Jg.)

<sup>80</sup> Vgl. Schnabel/Stephan (1993), S. 134.

50,5 % und steigt bis zum Jahr 2002 auf 70,6 %. Dies dürfte ein weiterer Grund für den im Vergleich zu Männern geringeren Krankenstand der Frauen sein.

Der Anteil der Frauen an den Erwerbstätigen in den Alten Ländern hat von 1970 mit 36,7 % bis 2002 auf 43,9 % um 20 % zugenommen, was die Reduktion des gesamtwirtschaftlichen Krankenstandes mit verursacht haben könnte. In den Neuen Ländern ist die Frauenquote im Beobachtungszeitraum nahezu konstant geblieben. Mit einem Anteil der Frauen von 46,5 % an allen Erwerbstätigen im Jahr 1991 und einem Anteil von 46,0 % in 2002 liegt die Quote über dem westdeutschen Niveau.

#### 2.4.4.4 Altersstruktur der Erwerbstätigen

Als einen weiteren strukturellen Einflussfaktor wird der Alterstruktur der Beschäftigten Aufmerksamkeit geschenkt.<sup>81</sup> Hinsichtlich der Abhängigkeit des gesamtwirtschaftlichen Krankenstandes vom Alter wurde in der Literatur ein positiver Zusammenhang festgestellt. Die Krankheitsanfälligkeit nimmt aufgrund der sich verschlechternden körperlichen Konstitution mit dem Alter zu. So werden für ältere Menschen zwar weniger Krankheitsfälle, dafür aber längere Krankheitsperioden festgestellt. Dies führt dazu, dass der Krankenstand älterer Mitarbeiter deutlich höher ist. Im Jahr 2002 lag die durchschnittliche Fallzahl der 15- bis 19-jährigen bei 2,84, die der 60- bis 64-jährigen bei 1,3. Dagegen waren Arbeitnehmer der erstgenannten Altersgruppe im Jahr 2002 rund 5 Tage je Fall krankheitsbedingt abwesend, während es die älteren Arbeitnehmer im Schnitt auf 27 Tage je Krankheitsfall brachten. Diese Unterschiede in den Altersgruppen spiegeln sich auch in den entsprechenden Krankenständen wider. So lag dieser 2002 für 60- bis 64-jährige Männer bei 10,1 % (Frauen 8,4 %). In der Altersgruppe der 15- bis 19-jährigen nahm dieser für Männer nur einen Wert von 4,2 % (Frauen 3,7 %) an.<sup>82</sup> Die Verschiebung der Altersstruktur in der Gesamtbevölkerung in Deutschland wird durch die pilzförmige Gestalt der Bevölkerungspyramide verdeutlicht.

---

<sup>81</sup> Vgl. de Jong/Lindeboom (2004), S. 130.

<sup>82</sup> Vgl. Vetter/Küsgens/Dold (2003), S. 279 f.

Die Zunahme des Anteils der älteren Jahrgänge an der Gesamtbevölkerung ist unübersehbar.<sup>83</sup> Zu vermuten ist, dass auch die Altersstruktur der erwerbstätigen Bevölkerung davon nicht unbeeinflusst bleibt. Ein Anhaltspunkt, der diese Vermutung zu stützen scheint, ist die Entwicklung der Anteile der Altersgruppen an den abhängig Erwerbstätigen. Lag der Anteil der 15- bis 30-jährigen an allen abhängig Erwerbstätigen in den Alten Bundesländern 1976 noch bei 30,6 %, so ist er bis zum Jahr 2002 auf 20,4 % gesunken. Besonders stark ist der Rückgang innerhalb dieser Altersgruppe bei den 15- bis 20-jährigen. Hier beträgt der Rückgang innerhalb von 27 Jahren 58,6 %. Wahrscheinlich ist die erhebliche Abnahme auf veränderte schulische Ausbildungszeiten und eine Zunahme der Studienanfänger zurückzuführen.<sup>84</sup> Dieser Fakt lässt zudem darauf schließen, dass sich auch das Ausbildungsniveau der Erwerbstätigen verbessert hat, was ebenfalls einen den Krankenstand mindernden Effekt zeitigt.<sup>85</sup> Der Anteil der 30- bis 50-jährigen ist von 47,7 % (1976) auf rund 55,7 % (2002) gestiegen. Für den Anteil der über 50-jährigen lässt sich ebenfalls ein Anstieg feststellen, und zwar nahm dieser im gleichen Beobachtungszeitraum von 21,5 % auf 23,9 % zu. Bis zum Jahr 1989 waren die Anteile der Altersgruppen relativ konstant (31,8 %; 46,2 %; 22,0 %). Es wird aber deutlich, dass bis zum Jahr 2002 eine Verlagerung der Altersanteile zugunsten der älteren Erwerbstätigen stattgefunden hat. Vor allem die Altersgruppe der 30- bis 50-jährigen konnte mit einem Zuwachs von 16,7 % zulegen, wohingegen die erste Gruppe mit einer Abnahme von 33,3 % stark verloren hat.<sup>86</sup> Das rechnerische Durchschnittsalter<sup>87</sup> ist im Westen im Zeitraum von 1976 bis 2002 von 38,3 auf 40,7 Jahre gestiegen. Im Osten ist eine ähnliche Entwicklung in den Jahren von 1991 bis 2002 zu verzeichnen. Der Anteil der 15- bis 30-jährigen hat von 28,9 % auf 22,0 % abgenommen. Zuwächse

---

<sup>83</sup> Vgl. Statistisches Bundesamt (2000), S. 14.

<sup>84</sup> Im Jahr 1976 hatten knapp 9 % aller Erwerbstätigen die Fach-/Hochschulreife, dagegen waren es im Jahr 2002 rund 26 %.

<sup>85</sup> Zum Einfluss der Humankapitalausstattung auf die Fehlzeiten siehe ausführlicher Gliederungspunkt 3.6.

<sup>86</sup> Die Berechnung erfolgte auf der Grundlage der Daten des Statistischen Bundesamtes (m. Jg.).

<sup>87</sup> Das rechnerische Durchschnittsalter ergibt sich aus der Klassenmitte von elf Altersklassen, die mit dem Anteil der Altersklassen an allen Erwerbstätigen gewichtet wurde. Diese Zahl gibt wahrscheinlich nicht das wahre Durchschnittsalter an, da dafür eine Gleichverteilung des Alters innerhalb der einzelnen Klassen unterstellt werden müsste. Da davon nicht sicher auszugehen ist, sollte das hier errechnete Durchschnittsalter nur als Approximation und damit als Orientierung interpretiert werden. Vgl. dazu auch Diekmann (2005), S. 558.

wurden in den Alterklassen der 30- bis 50-jährigen (von 49,8 % auf 55,5 %) und der über 50- bis über 65-jährigen (von 21,2 % auf 22,5 %) realisiert. Auch bei der Alterung der Bevölkerung sind Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland deutlich. Im Osten ist die Gruppe der Jüngsten stärker vertreten als im Westen. Im Westen dagegen ist der Anteil der Ältesten höher. Das rechnerische Durchschnittsalter hat zwar auch im Osten von 38,2 Jahren auf 40,1 zugenommen, bleibt aber unterhalb des Wertes im Westen.

Die Alterung der Erwerbstätigen dürfte den Krankenstand mindernden Einfluss der übrigen strukturellen Einflüsse teilweise kompensieren.

#### 2.4.4.5 Strukturelle Verschiebung der Wirtschaftsbereiche

Die Krankenstände differieren erheblich zwischen den einzelnen Wirtschaftsbereichen. So nahm der Krankenstand im Produzierenden Gewerbe<sup>88</sup> 1993 in den Alten Bundesländern einen Wert von 6,4 % an. Im Vergleich dazu wies der Dienstleistungssektor<sup>89</sup> nur einen Krankenstand von 5,8 % und die Landwirtschaft einen von 5,6 % aus. Im Zeitablauf von 1993 bis zum Jahr 2002 bleibt dieses Bild relativ konstant. Das Produzierende Gewerbe weist im Durchschnitt einen um 0,8 Prozentpunkte höheren Krankenstand auf als der Dienstleistungssektor. Die Gründe für die erheblichen Unterschiede beider Sektoren sind vor allem in den unterschiedlichen Arbeitsbedingungen zu suchen.<sup>90</sup> Im Produzierenden Gewerbe sind die Arbeitnehmer höheren Unfallgefahren während der Arbeit ausgesetzt. Zudem spielen witterungsbedingte Einflüsse in diesem Bereich eine größere Rolle als im Dienstleistungsgewerbe.<sup>91</sup>

---

<sup>88</sup> Das Produzierende Gewerbe setzt sich nach dieser Berechnung aus den Bereichen Energie- und Wasserversorgung, Bergbau, Verarbeitendes Gewerbe und Baugewerbe zusammen. Die Berechnungen wurden mit Daten der AOK durchgeführt, vgl. Vetter/Küsgens/Schumann (2005), S. 284, Tabelle 16.1.4.

<sup>89</sup> Der Dienstleistungssektor setzt sich aus den Bereichen zusammen, die nach obiger Definition nicht zum Produzierenden Gewerbe gehören. Im Einzelnen sind dies Verkehr und Nachrichtenübermittlung, Kreditinstitute und Versicherungsgewerbe, Handel und Gastgewerbe, Organisationen ohne Erwerbscharakter und private Haushalte, Dienstleistungsunternehmen sowie Gebietskörperschaften und Sozialversicherungen. Die der Berechnung zugrunde liegenden Daten stammen ebenfalls von der AOK. Vgl. ebenda.

<sup>90</sup> Vgl. Ose (2005), S. 165 f, die eine ökonomische Modellierung zwischen Arbeitsbedingungen und Fehlzeiten vornimmt.

<sup>91</sup> Vgl. Kohler (2002), S. 8.

Zusätzlich ist im Produzierenden Gewerbe ein erhöhter Anteil von Arbeitern zu konstatieren, was die Meldewahrscheinlichkeit von Kurzzeiterkrankungen und somit den registrierten Krankenstand erhöht.<sup>92</sup> Der im Dienstleistungsgewerbe höhere Frauenanteil stellt einen weiteren Grund für den in diesem Sektor beobachtbaren niedrigeren Krankenstand dar. So lag die Frauenquote 1970 im Dienstleistungsbereich bei 46,9 % und nahm bis zum Jahr 2002 auf 58,8 % zu. Dagegen liegt der Anteil der Frauen im Produzierenden Gewerbe nahezu unverändert bei rund 25 % (1970: 24,9 %, 2002: 24,6 %). Dadurch wird auch deutlich, dass die zunehmende Erwerbsquote der Frauen dem Dienstleistungssektor zugute gekommen ist.

Die Entwicklung der deutschen Wirtschaft ist gekennzeichnet durch eine Abnahme des Produzierenden Gewerbes und eine Zunahme des Dienstleistungssektors. Im Jahr 1970 waren 49,3 % aller Erwerbstätigen im Produzierenden Gewerbe tätig. Dieser Anteil nahm in den Alten Bundesländern bis 2002 auf 32,5 % ab. Im gleichen Zeitraum konnte der Dienstleistungssektor Zugewinne verzeichnen. Hier stieg der Anteil von 41,6 % auf 65,1 %. Die Landwirtschaft hat als dritter Sektor mit einer Abnahme von 9,1 % (1970) auf 2,4 % (2002) erheblich an Bedeutung deutlich verloren. In den Neuen Bundesländern sind ebenfalls eine Abnahme des Produzierenden Gewerbes und eine Zunahme des Dienstleistungssektors zu konstatieren. Im erstgenannten Sektor schrumpfte der Anteil von 42,3 % auf 29,1 % und im zweitgenannten nahm der Anteil von 50,9 % auf 67,6 % zu. Auch im Osten der Republik spielt die Erwerbstätigkeit in der Landwirtschaft keine große Rolle mehr. Ihr Anteil sank von 6,8 auf 3,3 % im gleichen Zeitraum.<sup>93</sup>

#### 2.4.4.6 Fazit

Die vorstehenden Ausführungen machen deutlich, dass die deutsche Wirtschaft in den vergangenen 33 Jahren einem nicht unerheblichen strukturellen Wandel unterworfen war. Vor allem die Abkehr von einer Produktionsgesellschaft hin zu einer Dienstleistungsgesellschaft zeitigt ihre Wirkung. Die Verschiebung der Gewichte

---

<sup>92</sup> Vgl. Schnabel/Stephan (1993), S. 133.

<sup>93</sup> Die Berechnung erfolgte auf der Grundlage der Daten des Statistischen Bundesamtes (m. Jg.).



der einzelnen Wirtschaftsbereiche sowie der gestiegene Anteil der Angestellten an den Erwerbstätigen leisteten einen Beitrag zu einem gesunkenen Krankenstand. Der gestiegene Anteil der Frauen dürfte insbesondere aufgrund von Erfassungsdefiziten im Konzept des Krankenstandes zu einer Reduktion des gesamtwirtschaftlichen Krankenstandes beigetragen haben. Hinzukommt die stärkere Flexibilisierung der Arbeitszeiten, die ihren Ausdruck in einer gestiegenen Teilzeitenquote findet. Dem langfristigen negativen Trend entgegengewirkt haben dürfte die Altersentwicklung, die jedoch, so scheint es, die anderen Effekte nur in geringem Umfang kompensiert. Insgesamt wird die Wirkung der strukturellen Einflüsse auf den Rückgang des Krankenstandes von *Kohler* (2002) auf ein Viertel beziffert.<sup>94</sup>

Die Unterschiede in der Höhe des Krankenstandes zwischen den Alten und den Neuen Bundesländern lassen sich wohl vor allem auf den größeren Anteil an Arbeitern und die geringere Teilzeitquote im Osten zurückführen. Denn obwohl die Frauenquote der Erwerbstätigen in den Neuen Bundesländern höher, die Altersstruktur der Beschäftigten – in Bezug auf den Krankenstand – günstiger und das Dienstleistungsgewerbe stärker vertreten ist, weist der Osten ab 1995 höhere Krankenstände auf. Der rapide Anstieg von 1991 bis 1995, ausgehend von einem deutlich niedrigeren Krankenstand als im Westen, ist wohl vor allem mit Anpassungsprozessen an ein neues Wirtschaftssystem zu begründen. Die Daten der potentiellen Struktureinflüsse zeigen jedenfalls keine Zäsur, die diese Entwicklung erklären könnte. Da vor allem der Anteil der Arbeiter und die Teilzeitquote als mögliche Einflussfaktoren für die höheren ostdeutschen Krankenstände verantwortlich zeichnen, liegt die Vermutung nahe, dass es diese sind, die den größten Einfluss auf die langfristige Entwicklung des Krankenstandes genommen haben.

---

<sup>94</sup> Vgl. *Kohler* (2002), S. 9.

### 3 Fehlzeiten in der ökonomischen Theorie

Den Ausgangspunkt für die ökonomische Betrachtung der Fehlzeiten stellt die mikroökonomische Haushaltstheorie sowie die mikroökonomische Theorie der Unternehmung dar.<sup>95</sup> Ausgehend von der Haushaltstheorie wird das Individuum als Arbeitsanbieter betrachtet. Dieses versucht, seinen Nutzen zu maximieren, indem es die optimale Menge an Arbeitsleistung anbietet, die den Grenznutzen des Einkommens mit dem Grenznutzen der Freizeit in Übereinstimmung bringt. Die Absentismuskomponente der Fehlzeiten kann in diesem theoretischen Rahmen als zusätzliche Freizeit interpretiert werden. Einen anderen Ansatz verfolgt die Verwendung einer individuellen Nutzenfunktion, die den mit Arbeit erzielten Lohn und die Arbeitsanstrengung, die einen Nutzenverlust impliziert, als Nutzenargumente heranzieht. Fehlzeiten können genutzt werden, die Arbeitsanstrengung zu reduzieren und damit bei gegebenem Einkommen den Nutzen zu erhöhen. Absentismus kann mithin als Indikator für die nicht erbrachte Arbeitsleistung aufgefasst werden.<sup>96</sup> In dieser Spezifikation erfolgt die Nutzenmaximierung über die genannten Argumente der Funktion. Den Ansätzen gemeinsam sind die Verwendung individueller Nutzenfunktionen und deren Maximierung.<sup>97</sup>

Die Theorie der Unternehmung geht von einer Produktionsfunktion aus, die den Zusammenhang zwischen eingesetzten Faktormengen und dem produzierten Output determiniert. Aus der Produktionsfunktion wird sodann eine Kostenfunktion abgeleitet. Aus der Kostenfunktion lässt sich die optimale Faktorkombination, d.h. die Kosten minimierende Kombination, bei gegebener Produktionsmenge, herleiten. Da, wie oben bereits gezeigt (vgl. Gliederungspunkt 2.3), Fehlzeiten für Unternehmen einen Kostenfaktor darstellen, der im Zusammenhang mit dem Einsatzfaktor Arbeit auftritt, können Fehlzeiten im Rahmen der Faktornachfrage analysiert werden.<sup>98</sup> Zudem können Fehlzeiten im

---

<sup>95</sup> Vgl. für einen Überblick Brown/Sessions (1996), S. 30 f.

<sup>96</sup> Vgl. Jimeno/Toharia (1996) S. 111.

<sup>97</sup> Für einen Überblick über die mikroökonomische Theorie des Arbeitsangebots vgl. bspw. Schumann (1992), S. 112 ff.

<sup>98</sup> Für einen Überblick über die mikroökonomische Theorie der Unternehmung vgl. ebenda (1992), S. 133 ff.

Lichte der Größenvorteile von Unternehmen und der damit verbundenen Kostenwirkung von Fehlzeiten diskutiert werden.

### 3.1 Die Theorie des Arbeitsangebots

Die Arbeitsangebotstheorie liefert eine Erklärung für das Auftreten von Fehlzeiten aus der Perspektive eines Arbeitsanbieters. Aus Sicht des Arbeitnehmers als Anbieter von Arbeit stellen Fehlzeiten eine Reaktion auf ein suboptimales Verhältnis von Arbeitszeit und Freizeit dar. Im klassischen Arbeitsangebotsmodell bietet ein Arbeitnehmer den Produktionsfaktor Arbeit zur Einkommenserzielung an.<sup>99</sup> Das Angebot von Arbeit verschafft ihm dabei ein Einkommen, welches das Produkt aus dem Stundenlohn und der Anzahl der geleisteten Arbeitsstunden ist. Der Lohnsatz ist im Modell exogen. Dieses Einkommen wird zur Aufstellung eines (optimalen) Konsumplans genutzt, der dem Haushalt über den Güterkonsum Nutzen stiftet. Das Einkommen stellt insofern die Restriktion für die Realisierung eines Güterbündels dar. Da dem Arbeitnehmer nur ein bestimmtes Zeitbudget zur Verfügung steht, muss er es zwischen Arbeits- und Freizeit so aufteilen, dass er seinen Nutzen maximiert. Freizeit ist neben dem konsumierbaren Güterbündel Bestandteil der Nutzenfunktion. Freizeit wird im Modell mit den Opportunitätskosten bewertet, die entstehen, wenn der Arbeitnehmer Arbeitszeit durch Freizeit ersetzt und auf den möglichen Lohn verzichtet. Im Gleichgewicht entspricht die Grenzrate der Substitution von Freizeit durch ein Konsumgut dem negativen Reallohn, der das Verhältnis von Lohnsatz und Güterpreis ausdrückt. Wird der Güterpreis auf eins normiert, entspricht der Reallohnsatz dem tatsächlichen Lohnsatz. Arbeitsverträge sind aber dadurch gekennzeichnet, dass die angebotenen Arbeitsstunden nicht frei gewählt werden können. Arbeitsverträge werden typischerweise nicht individuell ausgehandelt, sondern sind weitgehend standardisiert.<sup>100</sup> Dadurch kann es aus Sicht des Arbeitnehmers zu einer Divergenz zwischen optimalen und vertraglich vereinbarten Arbeitsstunden kommen. Liegt die vertraglich vereinbarte Arbeitszeit über oder unter der

---

<sup>99</sup> Vgl. nachfolgend Schumann (1992), S. 44 ff.

<sup>100</sup> Bei der Existenz von Verhandlungs- und Koordinationskosten stellen standardisierte Verträge eine kostengünstige Alternative im Vergleich zu individuell ausgehandelten Verträgen dar, vgl. dazu Allen (1981a), S. 78, und Thalmaier (2002), S. 65.

optimalen Arbeitszeit, erreicht der Arbeitnehmer sein Nutzenmaximum nicht. Da ein Arbeitnehmer bei der Suche nach einem Arbeitsplatz auch Suchkosten in Kauf nehmen muss, wird er trotzdem den angebotenen Arbeitsvertrag anzunehmen bereit sein, obwohl die Substitutionsrate zwischen Freizeit und Konsumgut (Einkommen) nicht dem Lohnsatz entspricht.<sup>101</sup> Im Falle einer geringeren vertraglich vereinbarten Arbeitszeit wird der Arbeitnehmer einen Anreiz haben, sich einen zweiten Arbeitsvertrag zu suchen, um über die kumulierten Arbeitsstunden sein Optimum zu erreichen.<sup>102</sup> Liegen die vertraglich fixierten Arbeitsstunden dagegen über den gewünschten, hat der Arbeitnehmer einen Anreiz, die Stundenzahl auf das gewünschte Niveau zu reduzieren. Fehlzeiten stellen in diesem Modell ein Mittel zur Anpassung (nach unten) an die gewünschte Arbeitszeit dar, ohne den Vertrag neu aushandeln bzw. sich eine neue Beschäftigung suchen zu müssen.<sup>103</sup> Die Absentismuskomponente der Fehlzeiten kann in diesem Zusammenhang als Freizeit verstanden werden, da in dieser Form kein Nutzenverlust durch Krankheit entsteht.

Nach *Allen* (1981a) ist mit der Inanspruchnahme von Freizeit in Form von nicht krankheitsbedingten Fehlzeiten aber auch ein Nutzenverlust verbunden. Der Unternehmer wird für die entgangene Arbeitsleistung eine Kompensation verlangen, da ihm Kosten entstanden sind.<sup>104</sup> Die Kompensation kann in Form von Kosten aufgrund einer reduzierten Beförderungswahrscheinlichkeit, einem reduzierten Anstieg der leistungsgerechten Entlohnung oder einer erhöhten Entlassungswahrscheinlichkeit auftreten. Der Nutzenverlust des Arbeitnehmers wird im Modell mit Hilfe einer Bestrafungsfunktion dargestellt. Die Bestrafungsfunktion steigt mit der Höhe der Fehlzeiten, und zwar überproportional. Der Arbeitnehmer maximiert seine Nutzenfunktion, welche von einem Güterbündel und dem Umfang an Freizeit abhängt, unter Beachtung der Budgetrestriktion.

---

<sup>101</sup> Vgl. *Allen* (1981a), S. 78.

<sup>102</sup> Vgl. *Shishko/Rostker* (1976), S. 299 f.

<sup>103</sup> Vgl. *Thalmaier* (2002), S. 65.

<sup>104</sup> Zu den entstehenden Kosten für den Arbeitgeber im Zusammenhang mit Fehlzeiten vgl. Gliederungspunkt 2.3.

Die Budgetrestriktion setzt sich zusammen aus dem Nichtarbeitseinkommen und dem Lohn in Abhängigkeit von der geleisteten Arbeitszeit abzüglich der Bestrafungsfunktion, die ihrerseits wie erwähnt von dem Umfang der Fehlzeiten abhängt.

Im Gleichgewicht wird der Arbeitnehmer seine Fehlzeiten so lange ausdehnen, bis der Nutzen der Freizeit der Summe aus den entgangenen Einkommen (Lohn zuzüglich zukünftiger Lohneinbußen) entspricht. Das bedeutet weiter, dass der Schattenpreis für die Inanspruchnahme von Fehlzeiten größer ist als der vertraglich vereinbarte Arbeitslohn, nämlich in dem Maße, wie sich die Fehlzeiten auch auf zukünftige Einkommen auswirken.<sup>105</sup>

Leitet man die Bedingung Erster Ordnung nach den Fehlzeiten ab, werden die partiellen Auswirkungen des Lohns, des Nichtarbeitslohns, der vertraglich fixierten Arbeitszeit und der Änderung der Bestrafungsfunktion sichtbar.<sup>106</sup>

Die Wirkung einer Lohnerhöhung auf die Fehlzeiten ist nicht eindeutig prognostizierbar. Da Freizeit als inferiores Gut betrachtet werden kann, sind mit einer Lohnerhöhung zwei Effekte verbunden.<sup>107</sup> Zum einen führt der Substitutionseffekt zur Erhöhung der gewünschten Arbeitsstunden und damit zu einer Verminderung der Fehlzeiten. Der Einkommenseffekt wirkt in die entgegengesetzte Richtung, so dass der Gesamteffekt auf die Nachfrage nach Fehlzeiten von der Stärke der Einzeleffekte abhängig ist.

Des Weiteren ist *ceteris paribus* mit folgenden Einflüssen zu rechnen:

- Für die Wirkung des Nichtlohneinkommens ist ein positiver Effekt auf die Fehlzeiten zu erwarten. D. h. mit einer Zunahme des Nichtlohnarbeitseinkommens werden Arbeitsstunden durch Freizeit in Form von Fehlzeiten substituiert.
- Bei einer Ausweitung der vertraglich vereinbarten Arbeitszeit ist aufgrund des steigenden Grenznutzens der Freizeit mit einer Zunahme von Fehlzeiten zu rechnen.

---

<sup>105</sup> Vgl. Allen (1981a), S. 79.

<sup>106</sup> Für eine ausführliche formale Darstellung vgl. Thalmaier (2002), S. 67 und 359 ff.

<sup>107</sup> Vgl. Schneider (1986), S. 279.

- Mit steigenden Strafen, die sich in der Bestrafungsfunktion äußern, werden auch die Fehlzeiten sinken. Die Opportunitätskosten des Fehlverhaltens steigen mit höheren Strafen an, wodurch diese Reaktion bewirkt wird.

*Allen* (1981a) führt in sein Modell zusätzlich die volle Lohnfortzahlung im Krankheitsfall ein. Dadurch reduziert sich die Bedingung Erster Ordnung auf die Bestrafungsfunktion im Gegensatz zum Modell ohne Lohnersatzleistung bei Krankheit, bei dem die Kosten von Fehlzeiten auch den Lohn enthalten. Im Vergleich zu Unternehmen, die keine Lohnersatzleistungen zahlen, müssen Unternehmen mit solchen Leistungen mit höheren Fehlzeiten rechnen, da die individuellen Kosten des Fernbleibens geringer sind, weshalb nur noch die zukünftigen Lohneinbußen Berücksichtigung bei der Entscheidung des Arbeitnehmers finden. Durch die Einführung der Lohnersatzleistung in voller Höhe des Lohnes reduziert sich die Wirkung einer Erhöhung des Lohnes auf den Umfang der Fehlzeiten auf den Einkommenseffekt – der Substitutionseffekt verschwindet –, so dass bei steigenden Löhnen mit einer Zunahme der Fehlzeiten zu rechnen ist. Die Bestrafungsfunktion rückt damit in den Fokus, da sie das einzige Mittel zur Reduktion der Fehlzeiten darstellt.

Ausgehend von *Allens* Modell erweitert *Leigh* (1985) den in der Nutzenfunktion berücksichtigten Lohn um nichtmonetäre Bestandteile. Der Lohn setzt sich in seinem Modell aus dem Lohnsatz und Lohnbestandteilen, die nicht auszahlungsfähig sind, zusammen. Im nichtmonetären Lohn spiegeln sich die Arbeitsbedingungen wider, die dem Arbeitnehmer einen Nutzen stiften. Dabei ist der nichtmonetäre Lohn negativ, wenn die Arbeitsbedingungen vom Arbeitnehmer als angenehm empfunden werden, und positiv, wenn die Arbeitsbedingungen als unangenehm empfunden werden.<sup>108</sup>

Die tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden ergeben sich als Differenz aus den vertraglich vereinbarten Arbeitsstunden und den gefehlten Arbeitsstunden. Der gesamte erwartete Lohn ergibt sich dann als Produkt aus geleisteten Arbeitsstunden und dem Lohnsatz, der sich aus monetären und nichtmonetären

---

<sup>108</sup> Vgl. Leigh (1985), S. 161.

Bestandteilen zusammensetzt, gewichtet mit der Wahrscheinlichkeit, den eigenen Arbeitsplatz zu behalten. Zudem wird das Nichtarbeitseinkommen in der Lohnfunktion berücksichtigt. Die individuelle Wahrscheinlichkeit den Arbeitsplatz behalten zu können, hängt vom Umfang der Fehlzeiten und von der exogenen Arbeitslosenquote ab. Sowohl die erste als auch die zweite Ableitung der Wahrscheinlichkeit nach den Fehlzeiten sind negativ, was bedeutet, dass mit zunehmenden Fehlzeiten die Wahrscheinlichkeit, den Arbeitsplatz zu behalten, sinkt und zwar überproportional.

Da Fehlzeiten in diesem Modell als Freizeit interpretiert werden, ergibt sich der Gesamtumfang an Freizeit aus der vertraglich fixierten Freizeit zuzüglich der Fehlzeiten. Der Arbeitnehmer kann sein gesamtes Zeitbudget zwischen Arbeit und Freizeit aufteilen. Der Arbeitnehmer maximiert seinen Nutzen nun in Abhängigkeit vom Lohn und von der Freizeit nach der Höhe der Fehlzeiten. Die Grenzrate der Substitution muss auch hier dem erwarteten Lohnsatz entsprechen. Leitet man die Bedingung erster Ordnung nach den Fehlzeiten ab, lassen sich die Effekte der Einkommensbestandteile und der Arbeitslosenquote auf die Fehlzeiten separieren. Wie auch bei *Allen* ist der Einfluss des Lohneinkommens auf die Fehlzeiten nicht sicher prognostizierbar, da Einkommens- und Substitutionseffekt sich überlagern. Da der nichtmonetäre Lohnsatz die Kaufkraft des Arbeitnehmers nicht beeinflusst, unterstellt *Leigh*, dass hier kein Einkommenseffekt auftritt. Somit werden schlechtere Arbeitsbedingungen zu einer Erhöhung der Fehlzeiten führen. Eine Erhöhung des Nichtarbeitseinkommens führt zu einer höheren Nachfrage nach normalen Gütern. Zu diesen zählt *Leigh* auch die Fehlzeiten.<sup>109</sup> Für die Höhe der Arbeitslosenquote lässt sich ein negativer Einfluss konstatieren. D. h., dass mit steigender Arbeitslosigkeit die Fehlzeiten zurückgehen. Im Gegensatz zu *Allen* liefert *Leigh* ein arbeitsangebotstheoretisches Argument für den inversen Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Fehlzeiten.

---

<sup>109</sup> Vgl. Leigh (1985), S. 162.

*Stephan* (1991) integriert die Lohnfortzahlung in das Modell von *Leigh*.<sup>110</sup> Sie kann zeigen, dass die Kompensationszahlung bei Fehlzeiten (Krankengeldsatz) zu einer Verminderung der angebotenen Arbeitsstunden führt. Das bedeutet im Umkehrschluss eine Substitution von Arbeitszeit durch Freizeit, in der auch die Fehlzeiten enthalten sind. *Schnabel* und *Stephan* (1993) modellieren den Zusammenhang zwischen Fehlzeiten und Höhe der Lohnfortzahlung in einem einfachen Arbeitsangebotsmodell. Da Fehlzeiten mit einem anderen Lohnsatz abgegolten werden, wird der Arbeitnehmer sich stets für die Kombination von Fehlzeiten und Arbeitszeit entscheiden, bei der die Grenzrate der Substitution zwischen Einkommen und Freizeit gleich der Differenz zwischen Lohnsatz und Krankengeldsatz ist. Davon abzuziehen sind die erwarteten Einkommensverluste einer Entlassung. Werden Fehlzeiten mit einem höheren Lohn „entgolten“, fallen die Opportunitätskosten des Fehlens, und die Fehlzeiten werden unter sonst gleichen Bedingungen steigen.<sup>111</sup>

### 3.2 Die Theorie der Arbeitsnachfrage

In der Arbeitsangebotstheorie wird das Auftreten von Fehlzeiten als Wahlentscheidung des Arbeitnehmers modelliert, der unter bestimmten Bedingungen den optimalen Umfang an Fehlzeiten festlegt. Nur selten finden Aspekte der Arbeitsnachfrage Berücksichtigung.<sup>112</sup> Doch gerade die Erfordernisse des Produktionsprozesses entscheiden darüber, was als Fehlzeiten gewertet wird und was nicht.<sup>113</sup> Deshalb soll in diesem Abschnitt der Fokus auf die Nachfrageseite gerückt werden.

Die Unterschiede zwischen verschiedenen Unternehmen in Bezug auf das Ausmaß an auftretenden Fehlzeiten können arbeitsnachfrageseitig erklärt werden. *Allen* (1981b, 1983) geht davon aus, dass der für ein Unternehmen akzeptable Umfang an Fehlzeiten von den durch sie verursachten Kosten abhängt.<sup>114</sup> Auf den

---

<sup>110</sup> *Stephan* (1991) vernachlässigt allerdings die von *Leigh* berücksichtigte Wahrscheinlichkeit, den Arbeitsplatz zu behalten, vgl. *Stephan* (1991), S. 584.

<sup>111</sup> Vgl. *Schnabel/Stephan* (1993), S.137. Das Gleiche gilt für ein steigendes Alternativeinkommen. Auch hier wird mit steigenden Fehlzeiten gerechnet.

<sup>112</sup> Vgl. *Coles/Treble* (1993), S. 149, oder *Coles et al.* (2002), S. 1.

<sup>113</sup> Vgl. *Barmby/Treble* (1991b), S. 596.

<sup>114</sup> Vgl. dazu nachfolgend *Allen* (1981b), S. 210 f, und *Allen* (1983), S. 380 ff.



ersten Blick könnte man den Tageslohn als entstehende Kosten ansetzen, wenn davon auszugehen ist, dass der Arbeitnehmer entsprechend seinem Wertgrenzprodukt entlohnt wird, die Produktivität des Arbeitnehmers also maßgeblich seine Entlohnung determiniert. Die entstandenen Kosten entsprechen in diesem Fall dem entgangenen Output, den der Arbeitnehmer während seiner Anwesenheit produziert haben könnte. Der tägliche Lohn ist allerdings dann zu hoch angesetzt, wenn das Unternehmen in der Lage ist, den verlorenen Output durch (unbezahlte) Überstunden oder Umsetzung anderer Arbeitnehmer zu produzieren. Zudem besteht die Möglichkeit, externe Ersatarbeitskräfte zu rekrutieren. Der Ersatz des fehlenden Arbeitnehmers durch interne oder externe Arbeitskräfte reduziert die Kosten, gemessen am Produktionsverlust, aber nicht auf null. Die Umsetzung und Rekrutierung von Arbeitskräften verursacht ebenfalls Kosten. Überstunden werden in der Regel mit einem Aufschlag vergütet. Weiterhin kann man davon ausgehen, dass die Ersatarbeitskräfte weniger produktiv sind als der eigentliche Arbeitnehmer, wenn die zu übernehmenden Aufgaben von ihren sonstigen abweichen. Die Spezialisierungsvorteile des fehlenden Arbeitnehmers beeinflussen die Abwesenheitskosten ebenfalls.<sup>115</sup>

Andererseits ist es auch möglich, dass der Tageslohn als Kosten eines fehlenden Arbeitnehmers zu niedrig angesetzt ist. Dies ist dann der Fall, wenn der fehlende Arbeitnehmer eine Schlüsselposition im Produktionsprozess einnimmt und die Produktivität der anwesenden Arbeitnehmer und des eingesetzten Kapitals durch seine Abwesenheit beeinträchtigt ist. In Unternehmen, die ihre Produktion in Teamarbeit organisieren oder deren Arbeitskräfte idiosynkratische Aufgaben verrichten, dürften die Kosten des Fehlens höher sein als in Unternehmen, in denen fehlende Arbeitskräfte leicht durch andere zu substituieren sind.<sup>116</sup>

---

<sup>115</sup> Dabei handelt es sich um die Differenz aus der hohen Produktivität des fehlenden Arbeitnehmers und der niedrigen Produktivität des Ersatarbeitnehmers.

<sup>116</sup> Vgl. Thalmaier (2002), S. 71.

Sind die Substitutionsmöglichkeiten infolge der spezifischen Aufgaben oder Kenntnisse der fehlenden Arbeitnehmer beeinträchtigt, wird das Unternehmen ein begründetes Interesse an geringen Fehlzeiten haben. Sind Arbeitnehmer aus den genannten Gründen weniger leicht ersetzbar, fallen höhere Kosten für das Unternehmen an. Diese treten in Form des reduzierten Outputs auf, stellen insofern Opportunitätskosten im Sinne des entgangenen Gewinnes dar. Lassen sich Arbeitskräfte leicht substituieren und ist eine ausreichende Anzahl an potentiellen Ersatzarbeitskräften vorhanden, fallen die Kosten eher gering aus.<sup>117</sup> Ist der fehlende Arbeitnehmer dagegen nicht substituierbar, umfassen die Kosten des Fehlens den potentiellen Output des Arbeitnehmers. Zudem hängen die Kosten auch von der Frist, in der benötigte Ersatzarbeitskräfte eingestellt werden können, ab.

Unternehmen werden in Abhängigkeit von den Kosten, die durch Fehlzeiten entstehen, ein unterschiedliches Niveau an Fehlzeiten akzeptieren. So werden Unternehmen mit geringeren Kosten höhere Fehlzeiten zulassen als Unternehmen mit hohen Fehlzeitenkosten. Allerdings wird sich dies in einem unterschiedlichen Lohn niederschlagen. Unternehmen mit hohen akzeptierten Fehlzeiten werden geringere Löhne zu zahlen bereit sein. Sie werden Kontrakte anbieten mit niedrigen Löhnen und einer größeren Flexibilität der Anwesenheitszeiten. Unternehmen, die von einer hohen Anwesenheitsrate abhängig sind, werden dagegen weniger Fehlzeiten akzeptieren. Im Gegenzug müssen die Arbeitnehmer mit höheren Löhnen für eine eingeschränkte Möglichkeit der Zeitallokation kompensiert werden.

Das Ausmaß an Fehlzeiten kann demnach als Eigenschaft des angebotenen Arbeitsplatzes verstanden werden. Die Unternehmen zahlen in Abhängigkeit von diesen Eigenschaften unterschiedliche Löhne. Es handelt sich hierbei also um kompensierende Lohndifferenziale. Im Gleichgewicht ergibt sich eine Kontraktangebotskurve, auf der verschiedene Fehlzeiten-Lohn-Kombinationen realisiert werden können. Der Arbeitnehmer wird eine Fehlzeiten-Lohn-Kombination wählen, die seinen Nutzen maximiert. In diesem Fall tangiert die Indifferenzkurve

---

<sup>117</sup> Wobei zu beachten ist, dass auch das Vorhalten von „Ersatzarbeitskräften“ mit Kosten einhergeht.

des Arbeitnehmers die Kontraktangebotsfunktion. Arbeitnehmer, die eine Präferenz für hohe Fehlzeiten haben, werden dann ein Unternehmen wählen, in dem die Kosten der Fehlzeiten gering sind. Sie verzichten dafür auf einen höheren Lohn.

*Weiss* (1985) geht bei der Betrachtung von Unternehmen von einer Fließbandproduktion aus.<sup>118</sup> Er unterstellt homogene Arbeitnehmer, die die gleiche Wahrscheinlichkeit haben zu fehlen sowie vollständig substituierbar sind. Ein Unternehmen benötigt für die Produktion seiner Güter eine bestimmte Anzahl an Mitarbeitern. Wird die kritische Menge unterschritten, ist der Output des Unternehmens null. Sind mehr Arbeitnehmer anwesend als die kritische Menge, hat dies keinen zusätzlichen Output zur Folge. Das Unternehmen maximiert seinen erwarteten Gewinn über die Anzahl der Arbeitnehmer, die die Produktion sicherstellen. Um die kritische Menge an Arbeitnehmern zu gewährleisten und damit die Produktion, wird das Unternehmen so lange Arbeitnehmer anheuern, wie die Differenz aus dem Erwartungswert des Gewinns mit einem zusätzlichen Arbeitnehmer und dem Erwartungswert bei gleich bleibender Anzahl an Arbeitnehmern positiv ist. Der Erwartungswert des Gewinns hängt von der Wahrscheinlichkeit, mit der die Arbeitnehmer fehlen, ab. Je höher die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Fehlzeiten ist, umso mehr Arbeitnehmer müssen eingestellt werden, um die kritische Menge zu erreichen. Im Gleichgewicht wirkt sich die Arbeitsnachfrage auf die von den Unternehmen zu zahlenden Löhne aus. Unternehmen, die weniger Fehlzeiten ihrer Belegschaft erwarten, können unter Wettbewerbsbedingungen höhere Löhne zahlen als Unternehmen mit höheren Fehlzeiten. Hingegen werden Unternehmen, die eine größere Anzahl an Arbeitnehmern „vorhalten“ müssen, diese Löhne nicht zahlen können.

*Coles* und *Treble* (1996) führen die Unterschiede der Fehlzeitenkosten auf differierende Produktionsfunktionen zurück. Sie unterscheiden zwischen Unternehmen, die eine Fließbandproduktion und damit eine Produktion mit steigenden Grenzerträgen nutzen, und Unternehmen mit konstanten Grenzerträgen.<sup>119</sup> In Unternehmen mit Fließbandproduktion verhalten sich die Arbeitnehmer komplementär zueinander. Fehlt eine Arbeitskraft, kann kein Output produziert

---

<sup>118</sup> Vgl. nachfolgend *Weiss* (1985), S. 277 ff.

<sup>119</sup> Vgl. nachfolgend *Coles/Treble* (1996), S. 173 ff.

werden. Wie bei *Weiss* hängt auch in diesem Modell die Produktivität des Unternehmens von den Fehlzeiten seiner Mitarbeiter ab. Diese Unternehmen sind auf eine geringe Fehlzeitenrate angewiesen. Die Unternehmen werden in Abhängigkeit von ihrer Produktionstechnologie eine Kombination aus Fehlzeiten und Löhnen anbieten. Unternehmen mit Fließbandproduktion werden einen Kontrakt anbieten, in dem niedrige Fehlzeiten mit hohen Löhnen kombiniert sind und vice versa. Die Arbeitnehmer werden, ihren spezifischen Präferenzen entsprechend, die für sie optimale, d. h. den Nutzen maximierende Kombination wählen. In diesem Modell ist im Gegensatz zu *Allen* die Produktionstechnologie entscheidend.

Aufbauend auf den Arbeiten von *Weiss* sowie *Coles* und *Treble* haben *Barmby* und *Stephan* (2000) dieses Modell um Größenvorteile von Unternehmen erweitert.<sup>120</sup> Sie unterscheiden zwei Unternehmen. In beiden Unternehmenstypen wird Fließbandproduktion eingesetzt. Im ersten, kleineren Unternehmen gibt es eine Fließbandproduktionsstraße. Für die Erstellung des Outputs ist eine Mindestanzahl an anwesenden Arbeitnehmern notwendig. Wird dieser Wert unterschritten, beträgt der Output null. Da Arbeitnehmer mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit nicht anwesend sein werden – die Fehlzeitenwahrscheinlichkeit ist größer null – müssen mehr Arbeitnehmer als für die Produktion erforderlich eingestellt werden. Das Unternehmen wird wie bei *Coles* und *Treble* (1996) mehr Arbeitnehmer einstellen, und zwar so viele, bis die kritische Menge an Arbeitnehmern im Erwartungswert erreicht wird. Das Unternehmen stellt solange Arbeitnehmer ein, wie der erwartete marginale Gewinn mit einem zusätzlich angeheuerten Arbeitnehmer größer gleich null ist.<sup>121</sup> Das zweite Unternehmen produziert unter gleichen Bedingungen. Der Unterschied besteht in der Größe des Unternehmens. Das zweite Unternehmen arbeitet mit zwei Produktionsstraßen. Für dieses Unternehmen gelten die gleichen Bedingungen für die Einstellung zusätzlicher Arbeitnehmer. Im Unternehmen setzt sich der erwartete Output aus zwei Komponenten zusammen. Die erste Komponente beschreibt die Wahrscheinlichkeit, dass ausreichend Arbeitnehmer vorhanden sind, um eine Produktionsstraße produzieren zu lassen, multipliziert mit dem möglichen Output. Die

---

<sup>120</sup> Vgl. nachfolgend *Barmby/ Stephan* (2000), S. 568 ff.

<sup>121</sup> Vgl. ebenda S. 571.

zweite Wahrscheinlichkeit gibt den erwarteten Output an, wenn auch die zweite Produktionsstraße gefahren werden kann. Dies führt dazu, dass der Pool an potenziell anwesenden Arbeitnehmern im Unternehmen mit zwei Produktionsanlagen geringer sein muss als in dem Unternehmen mit nur einer. Das zweite Unternehmen generiert damit Größenvorteile bei der Diversifikation des Abwesenheitsrisikos seiner Arbeitnehmer. Man kann aber verallgemeinern, dass die Kosten für Fehlzeiten mit dem Grad an Abhängigkeiten in der Produktion zwischen den Arbeitnehmern steigen und dass große Unternehmen das Risiko von Fehlzeiten mit geringeren Kosten abzusichern im Stande sind. Das impliziert, dass in größeren Unternehmen aufgrund der niedrigeren Fehlzeitenkosten die Fehlzeitenrate größer ist.<sup>122</sup>

### 3.3 Die Effizienzlohntheorie

Bevor die Effizienzlohntheorie, insbesondere der Shirking-Ansatz, für die Erklärung des beobachteten Zusammenhangs zwischen dem Krankenstand als einem Fehlzeitenmaß und der Arbeitslosenquote herangezogen wird, sollen einige grundlegende Gedanken der Theorie erörtert werden.

#### 3.3.1 Grundlagen der Effizienzlohntheorie

Im Effizienzlohnmodell wird angenommen, dass der Arbeitnehmer in der Lage ist, sein Anstrengungsniveau zu variieren. Den Unternehmen ist es nicht möglich, den Arbeitseinsatz ihrer Arbeitnehmer kostenlos zu beobachten. Es kann also eine Informationsasymmetrie bezüglich der Leistungsintensität zwischen den beiden Vertragsparteien, die unter Inkaufnahme von Überwachungskosten abgebaut werden kann, bestehen.

Zudem handeln die Individuen begrenzt rational, d. h., sie sind nicht fähig, alle zukünftigen Ereignisse vorherzusehen. Daraus ergibt sich die Existenz unvollständiger Verträge, in denen es nicht möglich ist, eine genau spezifizierte Arbeitsleistung gegen einen festgelegten Lohn zu tauschen.<sup>123</sup>

---

<sup>122</sup> Neben diesem Argument gibt es weitere für den beobachtbaren Zusammenhang zwischen Fehlzeiten und Betriebsgröße, vgl. dazu Gliederungspunkt 3.6.

<sup>123</sup> Vgl. Sesselmeier/Blauermel (1997), S. 156.

Aus dem Zusammenspiel zwischen unvollständigen Verträgen und den bestehenden Informationsasymmetrien ergibt sich für den Arbeitnehmer ein diskretionärer Verhaltensspielraum. Ein rational handelndes Individuum wird diesen Verhaltensspielraum zu seinem Vorteil ausnutzen, gegebenenfalls auch zu Lasten des Arbeitgebers.

Die zentrale Annahme der Effizienzlohntheorie unterstellt, dass ein positiver Zusammenhang zwischen Lohnsatz und Arbeitsleistung der Arbeitnehmer existiert. Mit steigenden Löhnen werden Arbeitnehmer bereit sein, ihr Anstrengungsniveau zu erhöhen.<sup>124</sup> Dem Arbeitgeber entstehen mit steigenden Löhnen zwar höhere Lohnkosten, aber ihm steht dadurch auch eine höhere Produktivität seiner Arbeitnehmer zur Verfügung. Der nach Gewinnmaximierung strebende Unternehmer wird seinen Lohnsatz solange erhöhen, bis die Grenzlohnkosten gleich der Grenzproduktivität bezüglich des Lohnes sind, also so lange, bis die zusätzlichen Lohnkosten durch die zusätzlichen Produktivitätsgewinne nicht mehr kompensiert werden. Er minimiert nicht, wie in der neoklassischen Arbeitsnachfragetheorie, seine Kosten, sondern minimiert seine Arbeitskosten pro Effizienzeinheit.<sup>125</sup> Der Lohn, der diese Bedingung erfüllt, heißt Effizienzlohn. Die Unternehmen maximieren ihren Gewinn mit einem Lohn, der über dem Marktträumungsniveau liegen kann. Die Unternehmen agieren als Lohnsetzer und nicht, wie im neoklassischen Arbeitsmarktmodell, als Lohnnehmer. Das lässt die Existenz eines Marktlohnes zu, der nicht marktträumend wirkt. Liegt der Lohn oberhalb des Marktträumungsniveaus, unterliegen die Unternehmen keiner Arbeitsangebotsrestriktion. Es sind ausreichend viele Arbeitnehmer bereit, zum angebotenen Lohn Arbeit anzubieten.

Die Unternehmen werden trotz Arbeitslosigkeit nicht bereit sein, zu einem niedrigeren Lohn Arbeitskräfte nachzufragen, da die aus geringeren Löhnen eingesparten Kosten vom Produktivitätsverlust überkompensiert werden. Niedrigere Löhne erfüllen die Gewinnmaximierungsbedingung nicht. D. h. aber auch, dass Arbeitssuchende, die bereit sind, für einen niedrigeren Lohn zu arbeiten, keine Arbeit erhalten werden. Sie sind nicht in der Lage, glaubhaft zu versichern,

---

<sup>124</sup> Vgl. Prendergast (1999), S. 44.

<sup>125</sup> Vgl. Sesselmeier/Blauermel (1997), S. 153.

dass sie ihre Arbeitsleistung nicht zurückzuhalten werden. Wenn alle Unternehmen Effizienzlöhne zahlen, folgt daraus unfreiwillige Arbeitslosigkeit.

### 3.3.2 Der Shirking-Ansatz<sup>126</sup>

Im Modell von *Shapiro* und *Stiglitz* (1984) werden alle Arbeitnehmer sowie alle Unternehmen als homogen angenommen.<sup>127</sup> Zentrale Annahme in ihrem Modell ist die asymmetrisch verteilte Information über die geleistete Arbeitsanstrengung und das daraus resultierende Moral-Hazard-Problem. Der Arbeitnehmer hat also die Möglichkeit, seinen Arbeitseinsatz unter das von der Unternehmung geforderte Niveau zu senken, ohne dass diese Senkung immer zu beobachten wäre bzw. wenn beobachtbar, dann nur mit anfallenden Überwachungskosten. Die Nichtbeobachtbarkeit bzw. die hohen Monitoringkosten verhindern also eine lückenlose Kontrolle der Arbeitnehmerleistungen.<sup>128</sup> Die Unternehmen werden, um das Moral-Hazard-Verhalten zu unterbinden, einen höheren Lohn zahlen, der seinerseits als Leistungsanreiz fungiert. Wird ein Arbeitnehmer bei der Leistungszurückhaltung entdeckt, folgt daraus seine unmittelbare Entlassung.<sup>129</sup> Die Differenz zwischen dem alten hohen Lohn und dem Alternativlohn stellt für den Arbeitnehmer einen Nutzenverlust dar. Ihm entstehen Opportunitätskosten aus seiner Entlassung in Höhe dieser Differenz. Da alle Unternehmen einen Lohn oberhalb des den Markt räumenden Lohns zahlen, kommt es, wie bereits angesprochen, zu Arbeitslosigkeit. Der Nutzen für den Arbeitnehmer im Zustand der Arbeitslosigkeit besteht aus der Arbeitslosenunterstützung sowie dem erwarteten Nutzengewinn bei Neueinstellung. Ausgehend von einer separierbaren Nutzenfunktion, die als Argumente den Lohn und das empfundene Arbeitsleid enthält, maximiert der Arbeitnehmer seinen Nutzen bei gegebenem Lohnsatz über die Arbeitsintensität. Für die Arbeitnehmer wird angenommen, dass ihr Entscheidungshorizont unendlich ist. Den optimalen Arbeitseinsatz erhalten sie, indem sie

---

<sup>126</sup> Neben dem Shirking-Ansatz gibt es drei weitere Ansätze der Effizienzlohntheorie. Es sind dies der Gift-Exchange-Ansatz, der Adverse-Selektion-Ansatz und der Labour-Turnover-Ansatz. Sie sollen hier nur der Vollständigkeit halber Erwähnung finden, vgl. Sesselmeier/Blauermeier (1997), S. 153.

<sup>127</sup> Vgl. Shapiro/Stiglitz (1984), S. 433.

<sup>128</sup> Vgl. Franz (1999), S. 311 f.

<sup>129</sup> Vgl. Shapiro/Stiglitz (1984), S. 435.

die abdiskontierten Nutzenströme aus den einzelnen Handlungsoptionen miteinander vergleichen.

Der Nutzen, dargestellt in Gleichung (1), eines beschäftigten und shirkenden Arbeitnehmers setzt sich additiv aus dem Lohn ( $w$ ) und dem Erwartungswert des Nutzenverlustes bei Entlassung zusammen. Die Diskontrate ( $r$ ) wird als exogen gegeben unterstellt.

$$(1) rV^{B,S} = w + (C + k)(V^U - V^{B,S})$$

Aus Vereinfachungsgründen wird angenommen, dass ein shirkender Arbeitnehmer keine Arbeitsleistung erbringt und deshalb auch kein Arbeitsleid empfindet.<sup>130</sup> Mit einer exogen gegebenen Entdeckungswahrscheinlichkeit ( $C$ ) wird er beim „Bummeln“ entdeckt und entlassen. Mit einer ebenfalls exogenen Wahrscheinlichkeit ( $k$ ) wird er aus anderen, von ihm nicht zu verantwortenden Gründen entlassen.<sup>131</sup> Addiert man die beiden Wahrscheinlichkeiten und multipliziert sie mit der Differenz aus dem Nutzen bei Arbeitslosigkeit ( $V^U$ ) und dem Nutzen im Beschäftigungsverhältnis ( $V^{B,S}$ ), ergibt sich der erwartete Nutzenverlust.<sup>132</sup>

Der Nutzen eines Beschäftigten, der sich unternehmenskonform verhält und das geforderte Leistungsniveau erbringt, wird in Gleichung (2) dargestellt. Vom gezahlten Lohn wird das empfundene Arbeitsleid in Höhe der Arbeitsanstrengung subtrahiert. Hier hängt der zu erwartende Nutzenverlust infolge einer Entlassung nur von der Entlassungswahrscheinlichkeit ( $k$ ) ab. Da sich der Beschäftigte im Sinne der Unternehmung verhält, kann er nicht wegen Bummelns entlassen werden.

$$(2) rV^{B,E} = w - e + k(V^U - V^{B,E})$$

---

<sup>130</sup> Im Modell von Shapiro und Stiglitz werden nur zwei mögliche Anstrengungsniveaus unterschieden. Entweder erbringt der Arbeitnehmer den geforderten Arbeitseinsatz und verhält sich demnach im Sinne der Unternehmung oder er bummelt und erbringt keinen Arbeitseinsatz, vgl. Shapiro/Stiglitz (1984), S. 435.

<sup>131</sup> Eine Entlassung aus diesen Gründen könnte beispielhaft mit Nachfrageschwankungen oder aus konjunkturellen Gründen auftreten.

<sup>132</sup> Der Index  $U$  steht für arbeitslos,  $B$  für beschäftigt,  $S$  für einen bummelnden und  $E$  für einen ehrlichen Arbeitnehmer.



Der Nutzen eines Nichtbeschäftigten ergibt sich als Summe aus Arbeitslosenunterstützung ( $w^u$ ) und dem erwarteten Nutzengewinn bei einer Neueinstellung (vgl. Gleichung (3)). Der Alternativlohn bei Arbeitslosigkeit liegt unter dem Lohnsatz, den die Unternehmen zahlen.

$$(3) rV^U = w^u + b(V^B - V^U)$$

Damit ist auch der Nutzen bei Beschäftigung höher als bei Arbeitslosigkeit. Der Nutzengewinn stellt sich als Differenz zwischen Nutzen aus einer Beschäftigung und Nutzen bei Arbeitslosigkeit dar. Dieser Nutzenzuwachs tritt mit einer exogenen Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit ( $b$ ) ein.

Um die Arbeitnehmer zu veranlassen, nicht zu bummeln, muss der erwartete Nutzen eines Nichtbummlers höher sein als der eines bummelnden beschäftigten Arbeitnehmers ( $V^{B,E} > V^{B,S}$ ). Diese Forderung wird als Non-Shirking-Bedingung (NSB) bezeichnet.<sup>133</sup> Ist die NSB nicht erfüllt, werden sich alle Arbeitnehmer für das Bummeln entscheiden. Aus der NSB lassen sich Anforderungen an den kritischen Lohnsatz ( $w^k$ ) ableiten, der die Erbringung der geforderten Arbeitsleistungen gerade noch sicherstellt (siehe Gleichung (4)).

$$(4) w^k \equiv rV^U + (r + k + C)e / C \leq w$$

Der kritische Lohn muss umso höher sein, je höher die gewünschte Arbeitsanstrengung, je geringer die exogene Kündigungsrate, je höher der Nutzen bei Arbeitslosigkeit<sup>134</sup> und je geringer die Entdeckungswahrscheinlichkeit des Bummelns ist.

<sup>133</sup> Vgl. Shapiro/Stiglitz (1984), S. 436.

<sup>134</sup> Da der Nutzen der Arbeitslosigkeit hauptsächlich durch die Höhe der Arbeitslosenunterstützung determiniert ist, muss der kritische Lohn mit höheren Arbeitslosenzahlungen steigen, vgl. Franz (1999), S. 312.

### 3.3.3 Der Shirking-Ansatz und Arbeitslosigkeit

Ausgehend von einer einfachen Nutzenfunktion soll in diesem Abschnitt der Zusammenhang zwischen motivationsbedingten Fehlzeiten und Arbeitslosenquote dargestellt werden.<sup>135</sup> Gleichung (5) zeigt die etwas modifizierte separierbare Nutzenfunktion eines Arbeitnehmers.

$$(5) U = U(w, e) = w - e = w + a, \quad \text{mit } a = -e$$

(6)

In dem hier gewählten Modell stellen die Fehlzeiten ( $a$ ) ein Nutzenargument dar, welches als Gegenwert des Anstrengungsniveaus ( $e$ ) interpretiert werden kann.<sup>136</sup>

Motivationsbedingte Fehlzeiten erhöhen den Nutzen eines beschäftigten Arbeitnehmers. Nutzen stiftend wirken die Fehlzeiten, da sie zusätzliche Freizeit darstellen und im Gegensatz zu „echten“ krankheitsbedingten Fehlzeiten nicht Nutzen mindernd durch bspw. Unwohlsein wirken. Fehlzeiten können als extreme Ausprägung des Shirking verstanden werden.<sup>137</sup>

Gleichung (6) gibt den Nutzen eines beschäftigten Arbeitnehmers ( $V^E$ ) in Abhängigkeit vom Lohn sowie von den Fehlzeiten an. Mit einer Wahrscheinlichkeit ( $C(a)$ ), die von den Fehlzeiten des Arbeitnehmers abhängig ist, wird der Arbeitnehmer entlassen und erleidet eine Nutzeneinbuße in Höhe der Differenz aus dem Nutzen bei Beschäftigung ( $V^E$ ) und bei Arbeitslosigkeit ( $V^U$ ).

$$(7) rV^E = w + a + C(a)(V^U - V^E) \quad C' > 0; C'' > 0$$

(8)

Die Wahrscheinlichkeit, entlassen zu werden, ist eine konvexe Funktion und zweimal stetig differenzierbar. Sie nimmt mit steigenden Fehlzeiten zu, und zwar überproportional, wie die erste und zweite Ableitung zeigen.<sup>138</sup>

Der Nutzen eines Arbeitslosen ist in Gleichung (7) abgebildet.

$$(9) rV^U = w^u + b(AL)(V^E - V^U)$$

(10)

<sup>135</sup> Ausgangspunkt der Modellierung ist die verwendete Spezifikation von Ichino/Riphahn (2001), vgl. Ichino/Riphahn (2001), S. 2 f.

<sup>136</sup> Vgl. Ichino/Riphahn (2001), S. 2.

<sup>137</sup> Vgl. u. a. Barmby/Sessions/Treble (1994), S. 563, Carlin (1989), S. 63, Drago/Wooden (1992), S. 769, und Ichino/Riphahn (2001), S. 2.

<sup>138</sup> Vgl. Ichino/Riphahn (2001), S. 2.

Wie zu erkennen ist, hängt der Nutzen von der Höhe der Arbeitslosenunterstützung ( $w^u$ ) und dem erwarteten Nutzenzuwachs bei Wiederbeschäftigung ab. Die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit ( $b$ ) hängt hier von der Arbeitslosenquote ( $AL$ ) ab.

Zudem ist die Größe des Arbeitslosenpools nicht konstant,<sup>139</sup> sondern kann im Zeitablauf schwanken. Die Arbeitslosenquote wird als exogen gegeben unterstellt und wird nicht vom Modell erklärt. Mit steigender Arbeitslosenquote nimmt die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit ab ( $b'(AL) < 0$ ). Diese Annahme ist leicht vorstellbar. Vergrößert sich der Pool der Arbeitslosen, dann sinkt die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit, da mehr Arbeitslose um offene Stellen konkurrieren. Mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit ( $b$ ) verlängert sich die erwartete Dauer der Arbeitslosigkeit und verringert damit den erwarteten Nutzengewinn, der aus einem Beschäftigungsverhältnis resultiert.<sup>140</sup>

Löst man die Gleichungen (6) und (7) nach  $V^E$  auf und fügt sie zusammen, erhält man Gleichung (8).

$$(11) \quad V^E = \frac{(w+a)(r+b(AL)) + C(a)w^u}{r(r+b(AL)) + rC(a)}$$

Der Arbeitnehmer maximiert seinen Nutzen mit der Wahl seines optimalen Umfangs an Fehlzeiten bei gegebenem Lohn und gegebener Arbeitslosenquote. Leitet man Gleichung (8) nach  $a$  ab, erhält man die Bedingung erster Ordnung, die in Gleichung (9) aufgezeigt wird.

$$(12) \quad \frac{dV^E}{da} = r + b(AL) + C(a) - C'(a)(w+a-w^u) = 0$$

Um die Abhängigkeit der Fehlzeiten vom Ausmaß der Arbeitslosigkeit zu erhalten, wird von Gleichung (9) das totale Differential gebildet. Formt man die Gleichung nach  $da/dAL$  um, ergibt sich Gleichung (10).

$$(13) \quad \frac{da}{dAL} = \frac{b'(AL)}{C''(a)(w+a-w^u)} < 0$$

<sup>139</sup> Shapiro und Stiglitz unterstellen eine konstante Zahl an Arbeitslosen. Daraus folgt, dass die Zahl der Austritte aus der Arbeitslosigkeit gleich der Zahl der Eintritte in die Arbeitslosigkeit sein muss. D. h., dass  $b$  ausschließlich von der Anzahl der Eintritte in die Arbeitslosigkeit abhängt, vgl. Shapiro/Stiglitz (1984), S. 438.

<sup>140</sup> Empirische Evidenz für Deutschland liefern Brix et al. (2002), S. 3.

Da der Zähler in Gleichung (10) negativ ist und der Nenner wegen  $C''(a) > 0$  und  $w > w''$  positiv, ist der gesamte Ausdruck negativ.

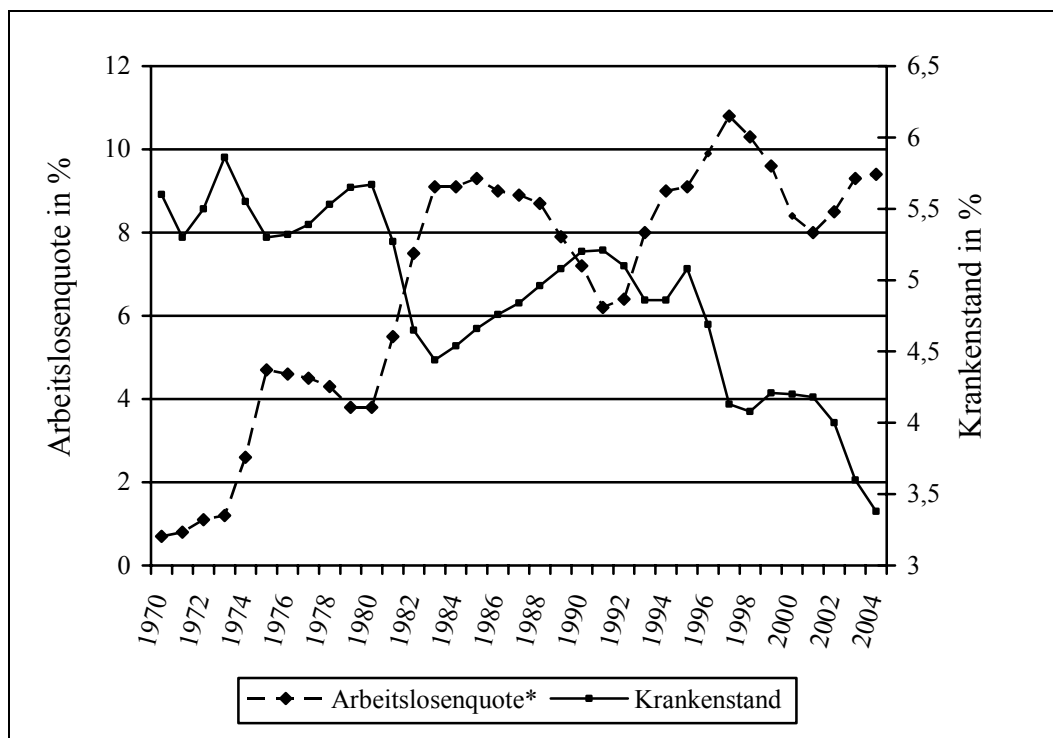
Die Fehlzeiten nehmen also mit steigender Arbeitslosigkeit ab.

Mit Hilfe der Effizienzlohntheorie kann, wie gezeigt, eine ökonomische Erklärung für den beobachteten negativen Zusammenhang zwischen Krankenstand und Arbeitslosigkeit gegeben werden. Arbeitnehmer werden mit steigender Arbeitslosigkeit die Wahl ihres Fehlzeitenumfangs einschränken. Zunehmende Arbeitslosigkeit senkt den erwarteten Nutzengewinn bei Neueinstellung. Die Arbeitnehmer müssen bei einer Entlassung aufgrund der Fehlzeiten nicht nur einen Einkommensverlust in der Höhe der Differenz zwischen Lohn in der Beschäftigung und Lohn während der Arbeitslosigkeitsperiode hinnehmen, sondern auch mit einer verlängerten Arbeitslosigkeit und deren Folgen rechnen.

#### 3.4 Krankenstand im Konjunkturverlauf: Motivation oder Selektion

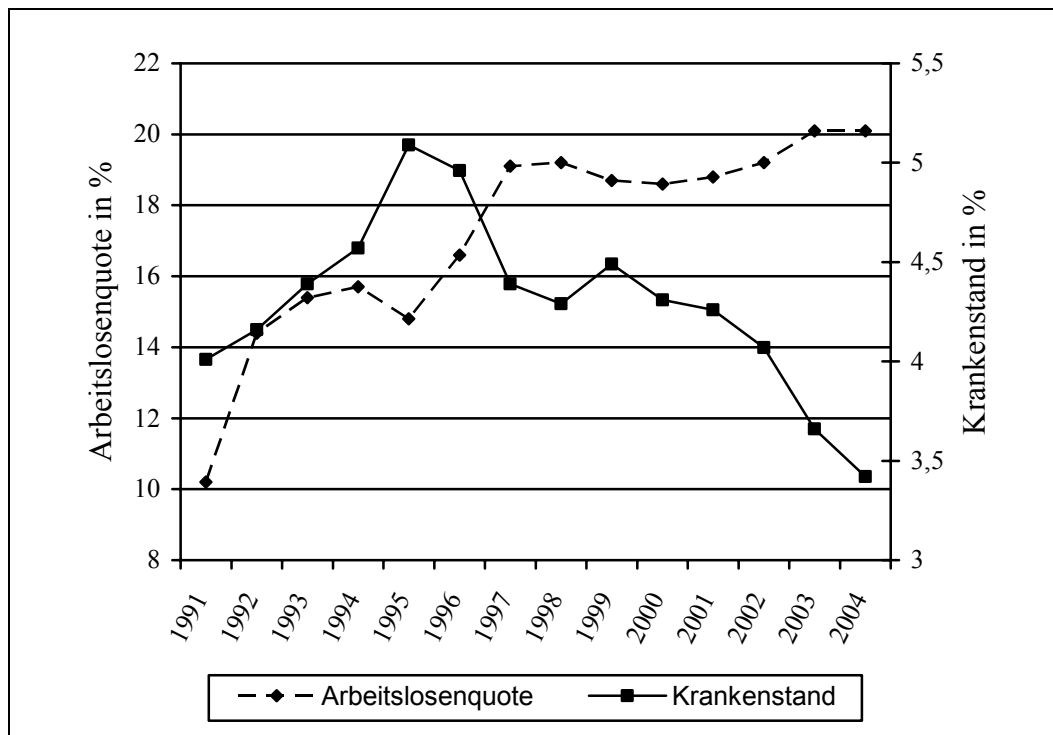
Der Zusammenhang zwischen Krankenstand und Arbeitslosenquote auf gesamtwirtschaftlicher Ebene findet nicht nur in der wissenschaftlichen Literatur Aufmerksamkeit, sondern wird gerade in der öffentlichen Diskussion als Indiz für ein Fehlverhalten deutscher Arbeitnehmer gewertet. Abbildung 6 zeigt die zeitliche Entwicklung des Krankenstandes und der Arbeitslosenquote für Westdeutschland. Schon der visuelle Eindruck bestätigt den kolportierten inversen Zusammenhang zwischen beiden Größen. Für die westdeutsche Zeitreihe ergibt sich zudem ein Korrelationskoeffizient von  $-0,79$ , der auf einem 1 %-Niveau hoch signifikant ist. Für die Neuen Bundesländer hingegen wird nur ein Korrelationskoeffizient von  $-0,31$  errechnet. Die lineare Beziehung scheint im Osten nicht so stark ausgeprägt, was auch die geringe Signifikanz von 10 % verdeutlicht (vgl. auch Abbildung 7).

Abbildung 6: Krankenstand und Arbeitslosenquote von 1970 bis 2004 für Westdeutschland



Quelle: Eigene Darstellung. Die Daten stammen vom Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherheit (2005) und der Bundesagentur für Arbeit (2005), \* als Anteil an zivilen abhängig Beschäftigten

Abbildung 7: Krankenstand und Arbeitslosenquote von 1991 bis 2004 für Ostdeutschland



Quelle: Vgl. Abbildung 6

*Thalmaier* (2002) bemüht ein ökonometrisches Modell, in dem sie als Konjunkturindikator die Arbeitslosigkeit verwendet und als weiteren Indikator die Beschäftigungsveränderung. Sie kann zeigen, dass auch bei Berücksichtigung verschiedener Kontrollvariablen ein signifikanter Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Krankenstand vorliegt. Gleichzeitig weist sie den positiven Einfluss der Beschäftigungserhöhung nach und liefert somit einen Nachweis für den prozyklischen Verlauf des Krankenstandes.<sup>141</sup> *Schnabel* (1997) kommt zu ähnlichen Ergebnissen. Er verwendet für die Abbildung des konjunkturellen Verlaufs ebenso die Arbeitslosenquote sowie die Entwicklung des Bruttoinlandsproduktes. Auch er kann mittels Regressionsanalyse einen signifikant negativen Einfluss der Arbeitslosenquote ermitteln.<sup>142</sup> *Frick* (2006) kann mit monatlichen Daten der AOK aus 16 Bundesländern, die sich über einen Zeitraum von zwölf Jahren erstrecken, einen negativen Einfluss einer zunehmenden Arbeitslosenquote darstellen.<sup>143</sup> Auch in anderen Ländern stehen die Arbeitslosenquote und das jeweilige Maß für die Fehlzeiten in einer engen Beziehung. So können *Henrekson* und *Persson* (2004) einen signifikant negativen Einfluss der Arbeitslosigkeit für schwedische Zeitreihen feststellen.<sup>144</sup> In einer Zeitreihe amerikanischer Fehlzeitendaten über 83 Monate kann *Markham* (1985) den inversen Zusammenhang für die USA darstellen.<sup>145</sup> *Audas* und *Goddard* (2001) beobachten diesen Zusammenhang ebenfalls für die USA.<sup>146</sup> *Markham* und *McKee* (1991) nutzen Unternehmensdaten eines großen amerikanischen Textilherstellers, dessen Betriebe über die gesamte USA verteilt sind, und stellen ebenfalls mit steigender regionaler Arbeitslosenquote sinkende Fehlzeiten fest.<sup>147</sup> Die Veränderung der Beschäftigung erweist sich im Paper von *Kenyon* und *Dawkins* (1989) als signifi-

---

<sup>141</sup> Vgl. *Thalmaier* (2002), S. 159. Als Kontrollvariablen nutzt sie in verschiedenen Spezifikationen den durchschnittlichen realen Stundenlohn, sowohl die tarifliche als auch die tatsächliche Arbeitszeit, den Anteil der Frauen, der Arbeiter, der unter 30-jährigen und der 50- bis 65-jährigen an den Beschäftigten, vgl. ebenda, S. 147 und 159. *Boss* (2000) kommt zu ähnlichen Ergebnissen. Er nutzt den Auslastungsgrad und die Arbeitslosenquote als Indikatoren für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland, vgl. *Boss* (2000), S. 40 f.

<sup>142</sup> Vgl. *Schnabel* (1997), S. 23.

<sup>143</sup> Vgl. *Frick* (2006), S. 8 f.

<sup>144</sup> Vgl. *Henrekson/Persson* (2004), S. 99. *Andrén* (2003), S. 58, stellt den entgegen gesetzten Verlauf beider Größen ebenfalls graphisch dar.

<sup>145</sup> Vgl. *Markham* (1985), S. 231.

<sup>146</sup> Vgl. *Audas/Goddard* (2001), S. 415 f.

<sup>147</sup> Vgl. *Markham/McKee* (1991), S. 955 f.

kanter Einflussfaktor auf die Fehlzeiten. Sie schätzen unter Verwendung australischer Makrodaten den Einfluss der prozentualen gesamtwirtschaftlichen Beschäftigungsänderung, den sie als Proxy für eine Straffunktion nutzen, auf die gesamtwirtschaftliche Fehlzeitenquote und bestätigen den vorhergesagten positiven Zusammenhang.<sup>148</sup> Unter Nutzung von schwedischen Aggregatdaten – die Autoren unterscheiden vier Regionen mit jeweils 14 Industriezweigen – gelingt *Arai und Thoursie* (2005) der Nachweis eines inversen Zusammenhangs zwischen Arbeitslosenquote und Fehlzeiten.<sup>149</sup> Einen internationalen Datensatz nutzen *Khan und Jansson* (2004) für den Nachweis des negativen Zusammenhangs zwischen Arbeitslosigkeit und dem Anteil der Ausgaben für die individuelle Absicherung im Krankheitsfall am Bruttoinlandsprodukt. Sie gelangen mit den verwendeten Daten aus 13 OECD-Ländern zu einer statistisch signifikanten Aussage, die in Übereinstimmung mit der Hypothese steht.<sup>150</sup> Für Österreich errechnet *Biffel* (2002) eine Absenkung der Krankenstandsquote um 0,4 Prozentpunkte, wenn die Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt ansteigt.<sup>151</sup>

### 3.5 Konkurrierende Hypothesen

Die Wissenschaft kennt zwei konkurrierende Hypothesen, die den beobachtbaren Zusammenhang plausibel zu erklären imstande sind. Die unter 3.3.1 ausführlich diskutierte Effizienzlohntheorie begründet den Fehlzeiten senkenden Einfluss der Arbeitslosenquote mit einem veränderten Arbeitnehmerverhalten. Arbeitnehmer werden, so die Erklärung, aus Anreizgründen ihren selbst gewählten Umfang an Fehlzeiten senken, wenn aufgrund steigender Arbeitslosigkeit das Entlassungsrisiko steigt bzw. die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit sinkt. Zentrales Argument der Effizienzlohntheorie ist also der disziplinierende Effekt einer hohen Arbeitslosigkeit.

---

<sup>148</sup> Vgl. Kenyon/Dawkins (1989), S. 235 f.

<sup>149</sup> Vgl. Arai/Thoursie (2005), S. 276. Es sei darauf hingewiesen, dass bei Variation der Modell-Spezifikationen die Ergebnisse für die Arbeitslosenquote teilweise insignifikant werden.

<sup>150</sup> Vgl. Khan/Jansson (2004), S. 2006 f.

<sup>151</sup> Vgl. Biffel (2002), S. 43.

---

Die aus diesem Ansatz ableitbare Hypothese testbare Hypothese lautet:

H1: Arbeitnehmer werden mit steigender Arbeitslosigkeit und der damit verbundenen Anreizwirkung ihr Anstrengungsniveau erhöhen, was sich in sinkenden individuellen Fehlzeiten widerspiegelt.

Im Gegenzug versucht der Ansatz des Selektionseffektes die mit steigender Arbeitslosigkeit gesamtwirtschaftlich sinkenden Fehlzeiten mit der Zusammensetzung der verbleibenden Arbeitnehmerschaft zu begründen.<sup>152</sup> Es wird unterstellt, dass Unternehmen in wirtschaftlich schlechten Phasen die weniger produktiven Arbeitnehmer zuerst entlassen. Da Fehlzeiten als Produktivitätsmerkmal gewertet werden können, sind Arbeitnehmer mit höheren Fehlzeiten eher von Arbeitslosigkeit betroffen als ihre gesünderen bzw. motivierteren Kollegen. Der Pool der verbleibenden Arbeitnehmer weist dann im Durchschnitt geringere Fehlzeiten auf, was seinen Niederschlag in einem sinkenden gesamtwirtschaftlichen Krankenstand findet. In wirtschaftlichen Erholungs- bzw. Boomphasen werden Arbeitgeber dann wieder auf das Arbeitskräftepotential des Arbeitsmarktes zurückgreifen. Die Einstellung der im Durchschnitt kränkeren marginalen Arbeitnehmer führt dann wiederum zu einem Anstieg des Krankenstandes mit zurückgehender Arbeitslosigkeit. Wie die Argumentation verdeutlicht, geht die Verbindung zwischen den beiden Größen Arbeitslosigkeit und Krankenstand auf ein Selektionsproblem zurück, welches auf den Entlassungs- bzw. Einstellungsentscheidungen der Arbeitgeber beruht, und nicht auf einer mangelnden Motivation der Arbeitnehmer.<sup>153</sup>

Die zu testende Hypothese lautet:

H2: Arbeitnehmer mit Erwerbsunterbrechungen weisen im Durchschnitt höhere Fehlzeiten auf als jene, die durchgehend beschäftigt sind.

---

<sup>152</sup> Vgl. Dyrstad/Ose (2002), S. 1. Die Autoren schließen aus ihrer Untersuchung, dass der Disziplinierungseffekt im Vergleich zum Selektionseffekt die größere Rolle spielt, vgl. ebenda, S. 19.

<sup>153</sup> Vgl. bspw. Frick (2006), S. 2, und Hesselius (2003), S. 3. Einige Autoren vermuten ebenfalls einen Zusammenhang zwischen Arbeitslosenquote und Gesundheitszustand. Demnach verursacht anhaltende Arbeitslosigkeit eine vor allem höhere psychische Erkrankungshäufigkeit. Dieser Aspekt soll in der vorliegenden Arbeit nicht vertieft werden. Vgl. dazu ausführlicher Holleder (2003), S. 2.



Gleichsam ist die Selektionshypothese nur dann gültig, wenn keine Reaktion der Arbeitnehmer auf eine sich ändernde Arbeitslosenquote sichtbar wird, denn beide Erklärungsansätze gehen davon aus, dass das Fehlzeitenverhalten das Entlassungsrisiko determiniert. Während die Effizienzlohntheorie unterstellt, dass Arbeitnehmer einen Einfluss auf den Umfang ihrer Fehlzeiten ausüben (können), ist die Anzahl der Fehltage in der Selektionshypothese das Resultat eines Zufallprozesses, das nicht unmittelbar von den Arbeitnehmern zu beeinflussen ist.

Die empirische Evidenz für den Selektionseffekt ist sehr dünn. So interpretieren *Askildsen, Bratberg und Nilsen (2005)* ihre Ergebnisse in der Form, dass sie die Bedeutung des Selektionseffekts anzweifeln. Sie begründen ihre Sicht mit der Tatsache, dass die Abhängigkeit der Fehlzeiten von der Arbeitslosenquote auch dann zum Tragen kommt, wenn sie ihr Sample auf die im Beobachtungszeitraum durchgehend Beschäftigten reduzieren.<sup>154</sup> *Arai und Thoursie (2005)* nutzen den Anteil der befristeten Verträge an allen Arbeitsverträgen zur Abbildung des marginalen Arbeitnehmers. Sie unterstellen für das Vorliegen des Selektionseffektes eine positive Relation zwischen dem Anteil der befristeten Verträge und der Höhe der Fehlzeiten auf gesamtwirtschaftlicher Ebene. In den Schätzergebnissen spiegelt sich dieser Zusammenhang nicht wider. Vielmehr ergibt sich in allen Modellspezifikationen ein signifikant negativer Zusammenhang, den die Autoren mit der Anreizwirkung befristeter Verträge begründen.<sup>155</sup> Auch hier konnte nach Einschätzung der Verfasser kein überzeugender Nachweis der Selektionshypothese erbracht werden.

### 3.6 Weitere Determinanten individueller Fehlzeiten

Unter dem Gliederungspunkt 2.1.3 wurde bereits verdeutlicht, dass zwischen den krankheitsbedingten Fehlzeiten und der Absentismuskomponente nicht zu trennen ist, wodurch Variationen beider Größen sich nur in Veränderungen der beobachtbaren krankheitsbedingten Fehlzeiten äußern. Neben den aus der Theorie abgeleiteten Einflussgrößen gibt es eine Reihe weiterer Faktoren, die Veränderungen im Fehlzeitenverhalten auslösen (können). Deshalb werden in diesem Ab-

---

<sup>154</sup> Vgl. Askildsen/Bratberg/Nilsen (2005), S. 1089.

<sup>155</sup> Vgl. Arai/Thoursie (2005), S. 278 ff.

schnitt der Arbeit (potentielle) Determinanten identifiziert, welche Auswirkungen auf die „echten“ krankheitsbedingten Fehlzeiten bzw. auf die motivationsbedingten Fehlzeiten vermuten lassen.

### Betriebsgröße

Die Betriebsgröße wurde in mehreren Studien als Einflussfaktor auf die individuellen Fehlzeiten bzw. den betrieblichen Krankenstand identifiziert.<sup>156</sup> Mit zunehmender Betriebsgröße, gemessen an den beschäftigten Mitarbeitern, konnten steigende Fehlzeiten nachgewiesen werden.<sup>157</sup> Erklärt werden die mit der Betriebsgröße zunehmenden Fehlzeiten mit ansteigenden Kontrollschwierigkeiten bzw. -kosten in großen Betrieben. Mit abnehmender Kontrolle geht die Entdeckungswahrscheinlichkeit des nichtunternehmenskonformen Verhaltens zurück. Für Arbeitnehmer eröffnet sich ein größerer Verhaltensspielraum, den sie zu ihrem eigenen Vorteil nutzen können, ohne mit den Kosten einer Entlassung rechnen zu müssen.<sup>158</sup> Dieser Erklärungsansatz für den Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Fehlzeiten dürfte vor allem auf die motivationsbedingte Absentismuskomponente der Fehlzeiten einen verstärkenden Einfluss begründen. Zudem kann theoretisch gezeigt werden, dass größere Betriebe aufgrund ihrer höheren Anpassungsfähigkeit auf unerwartete Fehlzeiten kostengünstiger reagieren können und insofern einen höheren Fehlzeitenumfang zu dulden bereit sind.<sup>159</sup> *Barmby* und *Stephan* (2000), die ebenfalls einen positiven Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Fehlzeiten konstatieren, argumentieren mit dem diskutierten Arbeitsnachfragemodell.<sup>160</sup> In ihrer Schätzung mit Hilfe von Individual- und Betriebspaneldaten wird der Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Fehlzeiten unterstützt.<sup>161</sup>

---

<sup>156</sup> Vgl. Schnabel/Stephan (1993), S. 140.

<sup>157</sup> Vgl. z. B. Barmby/Stephan (2000), S. 574; Brown/Fakhfakh/Session (1999), S. 246; Hewood/Jirjahn (2004), S. 778; Riphahn/Thalmaier (1999a), S. 235; Stephan (1994), S. 46; Ose (2005), S. 176.

<sup>158</sup> Der Zusammenhang zwischen Kontrollintensität und Leistungszurückhaltung wird unter 3.3 im Rahmen der Effizienzlohntheorie erläutert.

<sup>159</sup> Vgl. für eine ausführliche Argumentation Gliederungspunkt 3.2.

<sup>160</sup> Vgl. ausführlich dazu Gliederungspunkt 3.2 und Barmby/Stephan (2000), S. 571.

<sup>161</sup> Vgl. Barmby/Stephan (2000), S. 574 f. Vgl. auch für die Unterschiede der Fehlzeiten in Abhängigkeit von der Betriebsgröße Barmby/Ercolani/Treble (2004), S. 69.

Die Bedeutung von Kontrolle verdeutlicht sich auch bei der Fehlzeiten mindernden Wirkung von Rückkehrgesprächen.<sup>162</sup> So ergab eine quasi-experimentelle Studie (während des Beobachtungszeitraums wurden Rückkehrgespräche eingeführt, so dass Perioden mit und ohne dieses Instrument verglichen werden konnten) einen reduzierenden Effekt dieses Kontrollinstruments.<sup>163</sup> *Brown, Fakhfakh* und *Sessions* (1999) schätzen den Einfluss der Überwachungsintensität auf die betriebliche Fehlzeitenquote. Die Kontrollintensität bilden die genannten Autoren über das Verhältnis von Vorgesetzten zu kontrollierten Mitarbeitern ab. Die so modellierte Überwachungsintensität übt einen negativen Effekt auf die Höhe der Fehlzeitenquote aus. Gleichzeitig kontrollieren sie in ihren Schätzungen für die Unternehmensgröße, wobei auch diese – trotz Kontrolle der Überwachungsintensität – einen signifikant positiven Einfluss auf die logarithmierte Fehlzeitenquote hat.<sup>164</sup> Dies legt den Schluss nahe, dass neben der Erklärung der sinkenden Überwachungsintensität in großen Unternehmen die Theorie der Arbeitsnachfrage ebenfalls eine Rolle spielt. Der Einsatz von Stechuhren sowie die Bedeutung von Pünktlichkeit erweisen sich in der Untersuchung von *Johansson* und *Palme* (1996) als nichtdisziplinierende Faktoren im Zusammenhang mit der Überwachungsintensität in Unternehmen. Beide genannten Aspekte erhöhten die Fehltagelänge signifikant. Die Autoren vermuten, dass die kontraintuitiven Ergebnisse darauf beruhen, dass in Unternehmen mit ausgeprägten Kontrollinstrumenten die Erfassung der Fehlzeiten genauer ist.<sup>165</sup>

---

<sup>162</sup> Rückkehrgespräche stellen ein betriebliches Element mit Fehlzeiten mindernder Wirkung dar. Arbeitnehmer, welche nach einer Abwesenheitsphase in das Unternehmen zurückkehren, werden in einem kurzen Gespräch auf die durch ihre Abwesenheit entstandenen Probleme aufmerksam gemacht. Des Weiteren soll vermittelt werden, dass die Abwesenheit zur Kenntnis genommen wurde, vgl. Schnabel (1997), S. 45.

<sup>163</sup> Vgl. Backes-Gellner/Schorn/Krings (2001), S. 111 f.

<sup>164</sup> Vgl. Brown/Fakhfakh/Session (1999), S. 246.

<sup>165</sup> Vgl. Johansson/Palme (1996), S. 211.

## Lohn

Aus theoretischer Sicht ist der Einfluss des Lohnes nicht eindeutig geklärt. Die Arbeitsangebotstheorie kann die Wirkung einer Lohnerhöhung aufgrund des Auftretens von Einkommens- und Substitutionseffekt nicht sicher prognostizieren. Die Effizienzlohntheorie dagegen postuliert einen negativen Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Fehlzeiten und begründet dies mit der Anreizwirkung eines potentiellen Einkommensverlustes bei einer Entlassung, die ihrerseits von den Fehlzeiten determiniert wird.

Die empirische Evidenz ist ebenso uneinheitlich, wie die theoretischen Vorhersagen uneindeutig. Einige Autoren konnten in ihren Untersuchungen einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Fehlzeiten aufzeigen.<sup>166</sup> In anderen Untersuchungen zeigten die Löhne einen signifikant negativen<sup>167</sup> Einfluss auf den Fehlzeitenumfang oder aber einen insignifikanten<sup>168</sup>. In einigen Untersuchungen wurde das absolute Einkommen bzw. dessen natürlicher Logarithmus als erklärende Variable aufgenommen. Die Probleme, die sich aus diesem Vorgehen ergeben, sind vielfältig. Zum einen ist die absolute Lohnhöhe unter theoretischen Gesichtspunkten schwer interpretierbar. Für den Nachweis der Wirkung von Effizienzlöhnen z. B. sind nicht absolute Löhne relevant, vielmehr ist, gegeben die arbeitnehmerspezifischen Fähigkeiten und Kenntnisse, die Differenz aus dem aktuellen Lohn und dem erwarteten Lohn aus der zweitbesten Alternative entscheidend für das Arbeitnehmergehalten in Bezug auf die Fehlzeiten. Je höher die erwartete Differenz als Folge einer Entlassung ist, desto eher wird ein Arbeitnehmer seinen Umfang an Fehlzeiten reduzieren. Auch in Bezug auf die Arbeitsangebotstheorie gewährleistet der absolute Lohn keinen Einblick in das individuelle Entscheidungskalkül. Anstelle des absoluten Lohnes verwenden *Dunn* und *Youngblood* (1986) deshalb die Grenzrate der Substitution zwischen Arbeits- und Freizeit, die sie per Befragung ermitteln. Sie zeigen, dass die Differenz zwischen der Grenzrate der Substitution und des Lohnes die Fehlzeiten negativ

---

<sup>166</sup> Vgl. z.B. Allen (1984), S. 343, und Leigh (1995), S. 374.

<sup>167</sup> Vgl. z.B. Barmby/Stephan (2000), S. 575, Barmby/Treble (1991a), S. 164; Belman/Drago/Wooden (1992), S. 514, und Stephan (1994), S. 54.

<sup>168</sup> Vgl. z.B. Leigh (1985), S. 166 f, und Leontaridi/Ward (2002), S. 25.

beeinflusst.<sup>169</sup> Heywood und Jirjahn (2004) versuchen diesem Einwand gerecht zu werden, indem sie mit Daten des Hannoveraner Firmenpanels Effizienzlöhne in Form von Dummyvariablen modellieren. Dabei nimmt der Dummy den Wert eins an, wenn das beobachtete Unternehmen Löhne oberhalb der tariflich vereinbarten zahlt. Dieser Effizienzlohnindikator hat einen negativen, allerdings keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die betriebliche Fehlzeitenquote.<sup>170</sup> Mit australischen Daten finden Drago und Garvey (1998) Unterstützung für die negative Wirkung von Effizienzlöhnen auf die Fehlzeiten. Als Maß verwenden sie die Standardabweichung der Residuen einer zuvor geschätzten Lohngleichung.<sup>171</sup>

Ein anderer Einwand thematisiert die Endogenität von Löhnen und Fehlzeiten. So beeinflusst der Lohn nicht nur die Fehlzeiten, sondern Fehlzeiten schlagen sich auch in der Lohnhöhe nieder.<sup>172</sup> Zudem sind die Löhne mit einer Reihe weiterer Variablen korreliert (Firmengröße, Arbeitstyp u. a.), zwischen denen und den Fehlzeiten ebenfalls ein Zusammenhang denkbar ist.<sup>173</sup> Allen (1983) bestätigt diese Vermutung. Eine zehnpromtente Erhöhung der Abwesenheitsrate ist in seinem Modell mit einer Reduktion des Lohnes um 1,3 bis 3,1 % verbunden.<sup>174</sup> Die Fehlzeiten reduzieren ebenfalls das Einkommen in der Untersuchung von Flabbi und Ichino (2001).<sup>175</sup> Riphahn und Thalmaier (1999a) versuchen, das Endogenitätsproblem durch die Verwendung eines geschätzten Lohnes zu lösen, können aber nur einen schwach positiven Einfluss der verwendeten Größe für Teilzeitbeschäftigte feststellen.<sup>176</sup> Hansen (2000) kann sowohl für Männer (allerdings nur schwach signifikant) als auch für Frauen einen Lohn reduzierenden Effekt von Fehlzeiten nachweisen. Er beziffert den Verlust an Einkommen für Frauen durch einen zusätzlichen Fehltag aufgrund von Krankheit auf 0,2 bis

---

<sup>169</sup> Vgl. Dunn/Youngblood (1986), S. 670.

<sup>170</sup> Vgl. Heywood/Jirjahn (2004), S. 778.

<sup>171</sup> Vgl. Drago/Garvey (1998), S. 18.

<sup>172</sup> Ein weiteres Argument ist, dass hohe Einkommen den Konsum medizinischer Leistungen erleichtern und hohe Löhne bzw. Einkommen den Gesundheitszustand dadurch positiv zu beeinflussen vermögen. Daraus können dann wiederum geringere Fehlzeiten resultieren. Dieser Punkt soll hier aber nicht ausführlicher diskutiert werden. Vgl. für einen Überblick Deaton (2003), S. 113 ff.

<sup>173</sup> Vgl. Winkelmann (1996b), S. 582.

<sup>174</sup> Vgl. Allen (1983), S. 385 ff.

<sup>175</sup> Vgl. Flabbi/Ichino (2001), S. 368.

<sup>176</sup> Vgl. Riphahn/Thalmaier (1999a), S. 234.

0,7 %.<sup>177</sup> Einen negativen Effekt der Fehlzeiten auf den Lohn konstatieren ebenfalls *Andrén* und *Palmer* (2004). Sie können zeigen, dass vor allem lange Abwesenheitsphasen den Lohn signifikant reduzieren.<sup>178</sup>

Eine indirekte Wirkung des Lohnes auf die Fehlzeiten ergibt sich bei der Berücksichtigung der Betriebszugehörigkeitsdauer. Die Höhe des Lohnes wird unter anderem von der Dauer der Betriebszugehörigkeit determiniert.<sup>179</sup>

Erhöhen Fehlzeiten die Wahrscheinlichkeit, ein Unternehmen unfreiwillig zu verlassen, wird auch die mit der Betriebszugehörigkeit verbundene Lohnsteigerung nicht realisierbar sein.

Eine weitere Determinante der Lohnhöhe stellt die erreichte Hierarchiestufe innerhalb eines Unternehmens dar.<sup>180</sup> Unternehmen nutzen interne „relative Leistungsturniere“ als Anreizinstrument. Dabei wird jener Arbeitnehmer befördert, der in Relation zu den Mitbewerbern die höchste Arbeitsanstrengung gezeigt hat. Die Anreizwirkung entfaltet sich mit der Höhe der Lohnspreizung – die den erwarteten „Turniergewinn“ beeinflusst – zwischen den im Turnier zu überwindenden Hierarchiestufen. Das Erreichen der nächsten Stufe ist also mit einer Gehaltserhöhung verbunden.<sup>181</sup> Die Schätzergebnisse von *Winkelmann* (1996b) machen deutlich, dass die Selbsteinschätzung der Beförderungschancen auf die Fehltagelast wirkt. In seiner Analyse weisen Arbeitnehmer ohne Be-

---

<sup>177</sup> Vgl. Hansen (2000), S. 51.

<sup>178</sup> Vgl. *Andrén/Palmer* (2004), S. 15 f.

<sup>179</sup> Ursachen für diesen Zusammenhang lassen sich mit Hilfe der Humankapitaltheorie, der Zahlung von Senioritätslöhnen und mit Hilfe der Matching-Theorie erklären. In der Humankapitaltheorie wird mit zunehmendem spezifischem Humankapital argumentiert, das im Laufe der Betriebszugehörigkeitsdauer akkumuliert wird und eine entsprechende Entlohnung nach sich zieht, vgl. *Backes-Gellner/Lazear/Wolff* (2001), S. 34 f. Im Falle der Senioritätsentlohnung steigen die Löhne mit der Beschäftigungsdauer in einem Unternehmen aus Anreizgründen. Am Anfang des Beschäftigungsverhältnisses werden Löhne unterhalb, am Ende oberhalb des Wertgrenzproduktes gezahlt, vgl. *Backes-Gellner/Lazear/Wolff* (2001), S. 257 ff. In der Matching-Theorie werden steigende Löhne auf den Abbau von Informationsasymmetrien zurückgeführt. Mit Zunahme der Informationen über die Leistungsfähigkeit bzw. Leistungsbereitschaft der Arbeitnehmer steigen die Löhne, vgl. *Franz* (1999), S. 213 f. Auch in Bezug auf die Abwesenheitsneigung wird der Informationsaufbau die Entscheidung des Arbeitgebers beeinflussen, den Match fortzusetzen bzw. zu beenden.

<sup>180</sup> Vgl. *Ljunge* (2005), S. 2.

<sup>181</sup> Zudem sei darauf hingewiesen, dass mit einem Aufstieg innerhalb der Hierarchie der Anteil variabler Vergütungsanteile zunimmt, die ihrerseits eine direkte Anreizwirkung nach sich ziehen können.

förderungschancen deutlich höhere Fehltagel auf.<sup>182</sup> *Audas, Barmby und Treble* (2004) schätzen den Einfluss von Fehlzeiten auf die Beförderungswahrscheinlichkeit. Sie verwenden monatliche Individualdaten eines britischen Unternehmens des Finanzsektors und weisen einen die Beförderungswahrscheinlichkeit reduzierenden Effekt der relativen Fehlzeiten nach.<sup>183</sup> Zudem können sie zeigen, dass mit zunehmender Gehaltsspreizung zwischen den Hierarchiestufen die Anreizwirkung eines Beförderungsturniers in sinkenden Fehlzeiten zum Ausdruck kommt.<sup>184</sup> *Flabbi und Ichino* (2001) bestätigen eine sinkende Beförderungswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit vom Fehlzeitenverhalten.<sup>185</sup> *Bingley und Eriksson* (2001) argumentieren ebenfalls mit der Tournamenttheorie und weisen einen die individuelle Produktivität steigernden Effekt von Lohn disparitäten innerhalb dänischer Unternehmen nach. Sie nutzen individuelle Fehlzeitenangaben für ihre Untersuchung.<sup>186</sup>

Löhne können in ihrer unterschiedlichen Gestaltung weitere Anreize auslösen. Die Wirkung von lohninduzierten Anreizen können *Backes-Gellner, Schorn und Krings* (2001) für die Zahlung von Anwesenheitsprämien konstatieren. Für die Einhaltung der vereinbarten Arbeitszeit gewährt der Arbeitgeber eine Prämie, die am Jahresende fällig wird. Durch häufiges Fehlen ergibt sich ein Anstieg der Opportunitätskosten in Höhe der entgangenen Prämie. Mit der Einführung von Prämienzahlungen sanken die Fehlzeiten in dem betrachteten Unternehmen signifikant.<sup>187</sup> *Barmby, Orme und Treble* (1991) untersuchen die Wirkung von Bonussystemen auf die Höhe der Fehlzeiten. Sie nutzen Fehlzeitendaten eines britischen Unternehmens und können ebenfalls einen signifikant negativen Einfluss der Bonuszahlungen nachweisen.<sup>188</sup> Die positive Wirkung von finanziellen Anreizen in Form von Gewinnbeteiligung und Eigentumsbeteiligung auf die Arbeitseinstellung, die sich in geringeren Fehlzeiten äußert, können *Wilson und Peel*

---

<sup>182</sup> Vgl. Winkelmann (1996b), S. 585. einschränkend anzumerken ist hier, dass die Selbsteinschätzung der Beförderungschancen im Wissen um die eigene Fehlhäufigkeit vorgenommen wird und dies ein Endogenitätsproblem darstellen kann.

<sup>183</sup> Vgl. *Audas/Barmby/Treble* (2004), S. 389.

<sup>184</sup> Vgl. ebenda, S. 391.

<sup>185</sup> Vgl. *Flabbi/Ichino* (2001), S. 367.

<sup>186</sup> Vgl. *Bingley/Eriksson* (2001), S. 18.

<sup>187</sup> Vgl. *Backes-Gellner/Schorn/Krings* (2001), S.112.

<sup>188</sup> Vgl. *Barmby/Orme/Treble* (1991), S. 227.

(1991) mit Firmendaten von 52 englischen Unternehmen zeigen.<sup>189</sup> Anreizlöhne stellen ausweislich der Ergebnisse von *Brown, Fakhfakh* und *Sessions* (1999) (ihnen steht ein „unbalanced panel“ von 127 französischen Firmen mit mehr als 300 Beschäftigten über einen Beobachtungszeitraum von 10 Jahren zur Verfügung) ein adäquates Mittel zur Reduktion individueller Fehltagel dar. Sie schätzen den Effekt von Gewinnbeteiligungen und Unternehmensbeteiligungen auf die Höhe der betriebsspezifischen Fehlzeitenquote. In verschiedenen Spezifikationen zeigt sich ein Fehlzeiten reduzierender Einfluss. Die Höhe der Bonuszahlungen (Bonus dividiert durch den Basislohn) ergibt ebenfalls einen signifikant negativen Einfluss.<sup>190</sup> Zu ähnlichen Ergebnissen kommen *Drago* und *Garvey* (1998), die Dummies für die Zahlung eines Leistungsbonus' und die Zahlung einer Gewinnbeteiligung in ihren Schätzungen verwenden.<sup>191</sup> Die Ergebnisse von *Heywood* und *Jirjahn* (2004) aus dem Hannoveraner Firmenpanel belegen ebenfalls einen Fehlzeiten senkenden Effekt von Gewinnbeteiligungen.<sup>192</sup> Nicht ganz eindeutig sind die Resultate von *Engellandt* und *Riphahn* (2004), die mit Firmendaten eines Schweizer Unternehmens arbeiten. Bei variierenden Modellspezifikationen erweisen sich die genutzten Bonusindikatoren als nicht robust. Lediglich die Wirkung von Boni auf die Bereitschaft, Überstunden zu leisten, zeigt sich mit der Theorie vereinbar.<sup>193</sup> Dass nicht nur herkömmliche Anreizsysteme eine Fehlzeiten senkende Wirkung entfalten können, stellen *Hassink* und *Koning* (2005) unter Beweis. Mit Daten einer niederländischen Firma, die eine Lotterie für ihre nicht fehlenden Mitarbeiter einführte, weisen sie die positive Wirkung dieses Anreizinstrument nach.<sup>194</sup> *Frick* und *Götzen* (2003) ermitteln keinen signifikanten Einfluss von Prämienlöhnen auf die Fehlzeitenquote und können für den Fall der gleichzeitigen Einführung von Gruppenarbeit und Prämienlöhnen eine Zunahme der Fehlzeitenquote konstatieren.<sup>195</sup>

---

<sup>189</sup> Vgl. *Wilson/Peel* (1991), S. 465.

<sup>190</sup> Vgl. *Brown/Fakhfakh/Sessions* (1999), S. 246.

<sup>191</sup> Vgl. *Drago/Garvey* (1998), S. 18.

<sup>192</sup> Vgl. *Heywood/Jirjahn* (2004), S. 778.

<sup>193</sup> Vgl. *Engellandt/Riphahn* (2004), S. 12 ff.

<sup>194</sup> Vgl. *Hassink/Koning* (2005), S. 13 f.

<sup>195</sup> Vgl. *Frick/Götzen* (2003), S. 647.



Der Lohneinfluss auf die Fehlzeiten wird, wie gezeigt, von verschiedenen Determinanten beeinflusst. So spielt in diesem Zusammenhang nicht nur die absolute Lohnhöhe eine Rolle, sondern auch der relative Lohn in Bezug auf den Arbeitsmarkt sowie in Bezug auf die Lohnstruktur innerhalb von Unternehmen, die verschiedene Anreizwirkungen hervorrufen. Zudem haben die Fehlzeiten einen Einfluss auf die Lohnhöhe, was zu Endogenitätsproblemen führen kann.<sup>196</sup>

#### Kündigungsschutzbestimmungen

Für das Ausmaß an Fehlzeiten scheinen Kündigungsschutzbestimmungen von entscheidender Bedeutung. *Ichino* und *Riphahn* (2001) leiten die Wirkung sich ändernder Kündigungsschutzbestimmungen im Kontext des Effizienzlohnmodells theoretisch ab. Sie zeigen, dass unter sonst gleichen Bedingungen die Fehlzeiten mit aus Arbeitgebersicht restriktiveren Kündigungsschutzbestimmungen zunehmen. Diese beeinflussen die Wahrscheinlichkeit einer Entlassung des Arbeitnehmers. Sich verschärfende Kündigungsschutzbestimmungen senken diese Wahrscheinlichkeit und damit den erwarteten Nutzenverlust, der dem Arbeitnehmer aus einer Entlassung erwächst. Der disziplinierende Effekt eines möglichen Jobverlustes verliert damit an Wirkung. Der Umfang an Fehlzeiten wird zunehmen.<sup>197</sup> Empirische Evidenz erlangt die formulierte These in einer Untersuchung des Fehlzeitenverhaltens neu rekrutierter Angestellter einer italienischen Bank. Die Ergebnisse zeigen einen signifikanten Anstieg der Fehlzeiten nach Beendigung der Probezeit, die mit höherem Kündigungsschutz verbunden ist.<sup>198</sup>

In einem engen Zusammenhang mit dem Kündigungsschutz stehen befristete Verträge. Arbeitnehmer haben eine Präferenz für unbefristete Arbeitskontrakte und haben bei bestehenden befristeten Verträgen einen Anreiz, den Arbeitgeber von ihrer Produktivität zu überzeugen, was sie zu eingeschränkten Fehlzeiten veranlasst.<sup>199</sup>

---

<sup>196</sup> Vgl. dazu bspw. auch *Barmby/Orme/Treble* (1995), S. 61, und *Thalmaier* (2002), S. 99.

<sup>197</sup> Vgl. *Ichino/Riphahn* (2001), S. 3. Vgl. dazu auch *Ichino/Riphahn* (2005), S. 133.

<sup>198</sup> Vgl. *Ichino/Riphahn* (2001), S. 14.

<sup>199</sup> Vgl. *Meyer/Wallette* (2005), S. 2, oder *Engellandt/Riphahn* (2005), S. 282.

*Jimeno* und *Toharia* (1996) zeigen mit spanischen Individualdaten, dass die Wahrscheinlichkeit, überhaupt zu fehlen, bei unbefristeten Arbeitsverträgen höher ist als bei Arbeitnehmern mit befristeten Kontrakten. Sie interpretieren dieses Ergebnis im Hinblick auf die unterschiedlichen Kündigungsschutzbestimmungen zwischen beiden Vertragsarten. Der Kündigungsschutz ist bei unbefristeten Verträgen sehr viel stärker ausgeprägt.<sup>200</sup> Einer ähnlichen Argumentation folgen *Lindeboom* und *Kerkhofs* (2000), die für Arbeitnehmer mit unbefristeten Verträgen höhere Übergangswahrscheinlichkeiten von Arbeitsfähigkeit zu Arbeitsunfähigkeit feststellen.<sup>201</sup> Keinen Einfluss befristeter Verträge auf den Umfang an Fehlzeiten konnten *Engelland* und *Riphahn* (2005) mit schweizerischen Daten nachweisen. Hingegen war die Bereitschaft, Überstunden zu leisten, bei Arbeitnehmern mit befristeten Verträgen höher.<sup>202</sup> Dagegen fanden *Barmby* und *Treble* (1989, 1991a) sowie *Brown* (1999) höhere Fehlzeiten bei befristeten Verträgen.<sup>203</sup> Für Deutschland bestätigen *Riphahn* und *Thalmaier* (1999a) und *Thalmaier* (2002) mit Daten des Sozioökonomischen Panels den Fehlzeiten fördernden Einfluss der Änderung der Kündigungsschutzbestimmungen, die mit dem Ende der Probezeit verbunden sind, für Männer und Frauen.<sup>204</sup> *Ichino* und *Riphahn* (2004) liefern eine Unterstützung des kolportierten Zusammenhangs zwischen Arbeitsplatzsicherheit und Fehlzeiten in unterschiedlichen Datensätzen. Sie kontrollieren mit dem Sozioökonomischen Panel die Wirkung restriktiver Kündigungsschutzbestimmungen<sup>205</sup>, welche im öffentlichen Sektor mit einer 15-jährigen Betriebszugehörigkeit und dem Erreichen des 40. Lebensjahres verbunden sind. Arbeitnehmer, die „unkündbar“ sind, weisen eine signifikant höhere Abwesenheitsrate auf als die Vergleichsgruppe, die die Arbeitnehmer des öffentlichen Sektors ohne restriktiven Kündigungsschutz umfasst. Dagegen zeigt die Kontrollvariable für den öffentlichen Dienst keinen signifikanten Einfluss.<sup>206</sup> Der

---

<sup>200</sup> Vgl. *Jimeno/ Toharia* (1996), S. 144 ff.

<sup>201</sup> Vgl. *Lindeboom/Kerkhofs* (2000), S. 676.

<sup>202</sup> Vgl. *Engelland/Riphahn* (2005), S. 290 f.

<sup>203</sup> Vgl. *Barmby/Treble* (1989), S. 156, *Barmby/Treble* (1991a), S. 164, und *Brown* (1999), S. 172.

<sup>204</sup> Vgl. *Riphahn/Thalmaier* (1999a), S. 235 oder *Thalmaier* (2002), S. 342.

<sup>205</sup> Mit Erreichen der beschriebenen Grenze sind die Arbeitnehmer des Öffentlichen Dienstes nur noch bei schwerem Fehlverhalten kündbar, vgl. *Ichino/Riphahn* (2004), S. 100.

<sup>206</sup> Vgl. *Ichino/Riphahn* (2004), S. 101 ff.

zweite von ihnen verwendete Individualdatensatz rekuriert auf unterschiedliche Kündigungsschutzbestimmungen italienischer Unternehmen in Abhängigkeit ihrer Größe (gemessen an der Anzahl der beschäftigten Mitarbeiter). Unternehmen mit bis zu 15 Mitarbeitern unterliegen weniger rigiden Bestimmungen. Auch hier zeigt sich der Fehlzeiten fördernde Effekt ausgedehnter Kündigungsschutzbestimmungen. Die Ergebnisse entsprechender Analysen des dritten Datensatzes bestätigen die Auswirkung von Kündigungsschutzbestimmungen. Es wird deutlich, dass die Fehlzeiten nach der Probezeit, verbunden mit höherem Kündigungsschutz, höher sind als während der Probezeit mit niedrigerem Kündigungsschutz.<sup>207</sup> Ebenfalls einen Fehlzeiten reduzierenden Effekt fanden Meyer und Walette (2005).<sup>208</sup> Ein Nachweis für eine höhere Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel von einem befristeten in einen unbefristeten Vertrag aufgrund geringerer Fehlzeiten ließ sich nicht finden.<sup>209</sup>

#### Arbeitszeit

Aus Sicht der Arbeitsangebotstheorie stellen Fehlzeiten eine Reaktion des Arbeitnehmers auf die aus seiner Sicht suboptimale Kombination von Lohn und Arbeitszeit dar.<sup>210</sup> Einige Autoren verwenden die vertraglich vereinbarten bzw. die tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden als unabhängige Variable für den Nachweis des beschriebenen theoretischen Zusammenhangs und unterstellen, dass mit steigender Anzahl an Arbeitsstunden die Fehlzeiten zunehmen.<sup>211</sup>

Diese Interpretation scheint allerdings nicht korrekt, da die vertraglich determinierten Arbeitsstunden keine Aussagen über die individuellen Präferenzen der Arbeitnehmer zulassen. Die geleistete Arbeitszeit entzieht sich einer arbeitsnachfragetheoretischen Interpretation deshalb, weil nicht sichtbar ist, ob bei gegebenem Lohn der Nutzen maximierende Umfang an Arbeitszeit oberhalb oder unterhalb der betrachteten Stundenzahl liegt. So ist es nicht erstaunlich, dass, wie

---

<sup>207</sup> Vgl. Ichino/Riphahn (2004), S. 106 f.

<sup>208</sup> Vgl. Meyer/Walette (2005), S. 14.

<sup>209</sup> Vgl. Meyer/Walette (2005), S. 15.

<sup>210</sup> Vgl. Alewell/Nell (1997), S. 173, Barmby/Treble (1991a), S. 161, und für eine ausführliche Argumentation Gliederungspunkt 3.1.

<sup>211</sup> Vgl. Stephan (1991), S. 587; Barmby/Ercolani/Treble (2002), S. 324 f. Barmby, Ercolani und Treble (2004) verwenden zusätzlich einen quadrierten Term und weisen damit einen nichtlinearen Zusammenhang nach, vgl. Barmby/Ercolani/Treble (2004), S. 81.

schon bei den Löhnen, auch der empirische Nachweis der Wirkung von Arbeitszeiten auf den Umfang individueller Fehlzeiten nicht eindeutig ist. Dies gilt ebenfalls für die Spezifikation der Arbeitszeit unter Verwendung eines Teilzeitdummys bzw. für den Anteil der Teilzeitbeschäftigten bei aggregierten Daten.<sup>212</sup> Einige Autoren bestätigten den postulierten positiven Zusammenhang zwischen beiden Größen, andere konnten dagegen keinen signifikanten oder gar einen negativen Zusammenhang feststellen.<sup>213</sup>

*Barmby* und *Treble* (1991) sowie *Barmby* und *Stephan* (2000) fanden dagegen einen signifikant negativen Effekt der Arbeitsstunden auf die Fehlzeiten.<sup>214</sup> *Stephan* (1994) kam zu ähnlichen Ergebnissen für Unternehmen mit 10 bis 19 Beschäftigten. Der inverse Zusammenhang zwischen beiden Größen kann auf einen Selektionseffekt hindeuten. Arbeitnehmer mit einer höheren Arbeitsmotivation, die ihren Niederschlag in geringen Fehlzeiten findet, haben gleichzeitig eine Präferenz für einen größeren Arbeitszeitumfang, woraus ein Endogenitätsproblem resultiert.<sup>215</sup>

Für den empirischen Nachweis der aus der Arbeitsnachfragetheorie abgeleiteten Hypothese, dass mit zunehmenden Arbeitsstunden die Fehlzeiten steigen, bietet anstelle der absoluten Arbeitszeit die Differenz zwischen tatsächlicher und gewünschter Arbeitszeit eine gute Alternative. Diese Spezifikation nutzen *Barmby* und *Stephan* (2000) und können mit Daten des Sozioökonomischen Panels eine Erhöhung der Fehlzeiten mit zunehmender Differenz bestätigen.<sup>216</sup> Liegen die gewünschten Arbeitsstunden über den tatsächlich geleisteten, dann ist die Grenzrate der Substitution zwischen Arbeitszeit und Freizeit kleiner als der Lohn. Bei gegebenem Lohn ist der Arbeitnehmer dann bereit, mehr Arbeit anzubieten. Eine ähnliche Vorgehensweise wählt *Allen* (1984), indem er eine Dummyvariable für Arbeitnehmer einführt, die mehr Arbeitsstunden respektive weniger anbieten

---

<sup>212</sup> Vgl. Chaudhury/Ng (1992), S. 628.

<sup>213</sup> Für einen positiven Zusammenhang vgl. z. B. Askildsen/Bratberg/Nilsen (2005), S. 19, Barmby/Orme/Treble (1995), S. 60, Johansson/Palme (1996), S. 209, oder Thalmaier (2002), S. 214 ff. Einen negativen Einfluss finden z.B. VandenHeuvel/Wooden (1995), S. 1322 f, oder Lindeboom/Kerkhofs (2000), S. 676. Keinen signifikanten Einfluss konnte die Untersuchungen von Vistnes (1997), S. 314 und 319, feststellen.

<sup>214</sup> Vgl. Barmby/Treble (1991a), S.165 f., und Barmby/Stephan (2000), S. 575.

<sup>215</sup> Vgl. Thalmaier (2002), S. 106.

<sup>216</sup> Vgl. Barmby/Stephan (2000), S. 574.

wollen als die vertraglich vereinbarten. Der Dummy für mehr gewünschte Arbeitsstunden ist durchgängig signifikant positiv, der für weniger Arbeitsstunden nur in den gepoolten Spezifikationen.<sup>217</sup> Dasselbe Vorgehen nutzt *Leigh* (1985), kann aber nur für mehr gewünschte Arbeitsstunden ein signifikant negatives Ergebnis berichten.<sup>218</sup>

### Alter

Zu den persönlichen Einflussfaktoren, die das Fehlzeitenvolumen bestimmen (können), zählt das Alter. Infolge des natürlichen Alterungsprozesses des Menschen sind ältere Arbeitnehmer nicht mehr in gleichem Ausmaß körperlich leistungsfähig wie in jüngeren Jahren. Mit zunehmendem Alter steigt die Krankheitswahrscheinlichkeit aufgrund einer sich verschlechternden körperlichen Konstitution. Ältere Menschen leiden öfter an Multimorbidität und chronischen Erkrankungen als jüngere.<sup>219</sup> Eine Schätzung von *Ostro* (1983) über die Wahrscheinlichkeit, Tage mit eingeschränkter Aktivität zu verbringen, und die Wahrscheinlichkeit, Arbeitstage unter der Bedingung einer eingeschränkten Aktivität zu verlieren, gibt Aufschluss über diesen Zusammenhang. Für das Alter wurden für beide Wahrscheinlichkeiten signifikant positive Schätzkoeffizienten ausgewiesen. Das bedeutet, dass unter sonst gleichen Bedingungen die Wahrscheinlichkeit, Tage in eingeschränkter Aktivität zu verbringen, mit dem Alter ansteigt. Das Gleiche gilt für die Wahrscheinlichkeit, Arbeitstage durch eingeschränkte Aktivität zu verlieren.<sup>220</sup>

*Geil et al.* (1997) können einen nichtlinearen Einfluss des Alters auf die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen in Form von Krankenhausaufenthalten feststellen. In ihrer Arbeit zeigt sich, dass die Nachfrage mit zunehmendem Alter steigt, dann sinkt und schließlich wieder ansteigt.<sup>221</sup> Durch die Verwendung einer quadratischen Altersgleichung erhalten *Riphahn, Wambach* und *Million* (2003)

---

<sup>217</sup> Vgl. *Allen* (1984), S. 343.

<sup>218</sup> Vgl. *Leigh* (1985), S. 166.

<sup>219</sup> Vgl. *Pohlmeier/Ulrich* (1996), S. 50.

<sup>220</sup> Vgl. *Ostro* (1983), S. 372 ff. Hier sei allerdings darauf hingewiesen, dass die Stichprobe sich nicht auf die erwerbstätige Bevölkerung beschränkte.

<sup>221</sup> Vgl. *Geil et al.* (1997), S. 305.

sinkende und später steigende Alterseinflüsse.<sup>222</sup> Hier wird deutlich, dass die gesundheitlichen Auswirkungen eines voranschreitenden Alterungsprozesses nicht eindeutig vorhersagbar sind.

Auch bezüglich der Wirkung des Alters auf die nicht gesundheitsbedingten Fehlzeiten können unterschiedliche Hypothesen formuliert werden. So kann eine Fehlzeiten senkende Wirkung des Alters Ausdruck eines Selektionseffektes sein. Arbeitnehmer, deren spezifische Erkrankungswahrscheinlichkeit gering bzw. deren Motivation hoch ist, werden auch im hohen Alter noch beschäftigt sein. Andererseits ist der disziplinierende Effekt des Arbeitsmarktes für ältere Arbeitnehmer ungleich stärker ausgeprägt. Die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit betagter Arbeitnehmer ist deutlich geringer als die ihrer jüngeren Kollegen.<sup>223</sup> Dies führt zu einem größeren erwarteten Einkommensverlust bei Kündigung und somit ebenfalls zu sinkenden Fehlzeiten.<sup>224</sup>

Die empirische Evidenz in Bezug auf die Fehlzeiten ist ebenso uneinheitlich wie die genannten Hypothesen. Zwar weisen einige Untersuchungen einen Fehlzeiten fördernden Effekt des Alters nach, doch gibt es auch Studien, die den gegenteiligen Einfluss zeigen können.<sup>225</sup>

### Geschlecht

Ein Fehlzeiten beeinflussendes Merkmal, welches in der Literatur vielfach Beachtung findet, ist das Geschlecht. Dabei stellt die überwiegende Anzahl der Untersuchungen für Frauen höhere Fehlzeiten fest als für ihre männlichen Kollegen.<sup>226</sup> Keine bzw. nur schwach signifikant höhere Fehlzeiten stellt *Leigh* (1985) fest. *Johansson* und *Palme* (1996) dagegen können für Frauen geringere

---

<sup>222</sup> Vgl. Riphahn/Wambach/Million (2003), S. 398 f., Thalmaier (2002), S. 214 ff., und VandenHeuvel/Wooden (1995), S. 1322 f., für einen nichtlinearen Zusammenhang.

<sup>223</sup> Vgl. Uhlendorf (2003), S.21.

<sup>224</sup> Allerdings verliert die Anreizwirkung mit zunehmender Nähe zum Verrentungsalter an Bedeutung.

<sup>225</sup> Für einen positiven Einfluss vergleiche z.B. Allen (1984), S. 338 oder Leigh (1995), S. 374. Einen Fehlzeiten reduzierenden Effekt konnten u. a. Riphahn/Thalmaier (1999b), S. 21; Leigh (1985), S. 166, Lim et al. (2002), S. 259, zeigen. VandenHeuvel/Wooden (1995) verwenden einen quadratischen Altersterm, der für Männer einen nichtlinearen statistisch signifikanten Zusammenhang, der einen umgekehrt u-förmigen Verlauf indiziert, offen legt, vgl. S. 1322 f dazu.

<sup>226</sup> Vgl. Ichino (2005), S. 16; Arai/Thoursie (2004), S. 25. Hingegen stellt Alvarez (2000), S. 17, keine Geschlechtsabhängigkeit der Fehlzeiten fest.

Fehltage nachweisen, zeigen aber auch, dass Frauen mit Kindern häufiger fehlen.<sup>227</sup>

*Stephan* (1991) hat in einer Betriebsstudie höhere Fehlzeiten für Frauen feststellen können. Auch wenn ein Teil dieser Differenz auf die unterschiedliche Ausstattung der Arbeitsplätze und einen differierenden Humankapitalstock zurückführbar ist, bleibt der Fehlzeitenunterschied zwischen den Geschlechtern erhalten. Frauen haben nach ihren Berechnungen neun bis elf Prozent mehr erwartete Fehltage als Männer, was einen Unterschied von fünf bis sechs zusätzlichen Fehltagen per anno ausmacht.<sup>228</sup> Als Erklärung wird die für Frauen charakteristische Zeitallokation bemüht. Danach haben Frauen komparative Vorteile in der Haushaltsproduktion, und die Entscheidung, Arbeit anzubieten, wird im Haushaltszusammenhang bestimmt.<sup>229</sup> Die Individuen maximieren nicht ihr persönliches Einkommen, sondern das Haushaltseinkommen, indem die Arbeiten (Haushaltsarbeit und Erwerbsarbeit) zwischen den Haushaltsmitgliedern aufgeteilt werden.<sup>230</sup> Die Vorteile in der Haushaltsproduktion führen dazu, dass Frauen einen höheren Reservationslohnsatz haben, der für ein geringeres Arbeitsangebot verantwortlich ist. Die Vorteile in der Haushaltsproduktion lassen den Reservationslohn steigen, wodurch Nichtmarktarbeit zu geringeren Opportunitätskosten führt. Zudem sind die Löhne von Frauen oft geringer als die der Männer, so dass derjenige mit dem geringeren Einkommen, also in den meisten Fällen die Frau, die Hausarbeit übernimmt.<sup>231</sup> Mit Blick auf die vorgetragene Argumentation scheint der Zusammenhang verständlich, dass mehrheitlich Frauen die Pflege ihrer erkrankten Kinder übernehmen und wohl überwiegend deshalb höhere

---

<sup>227</sup> Vgl. Leigh (1985), S. 166 und Johansson/Palme (1996), S. 211.

<sup>228</sup> Vgl. Stephan (1991), S. 590.

<sup>229</sup> Vgl. Stephan (1991), S. 585. Für eine ähnliche Argumentation vgl. Kaivanto (1997), S. 33.

<sup>230</sup> Vgl. Neuberger (1997), S. 346.

<sup>231</sup> Geringere Löhne von Frauen sind auf unterschiedliche Weise erklärbar. Zum einen kann mit der statistischen Diskriminierung der Frauen durch den Arbeitgeber argumentiert werden. Arbeitgeber zahlen aufgrund bestimmter nicht produktivitätsrelevanter Merkmale, die dennoch als Informationssurrogat für fehlende Informationen bezüglich der Produktivität genutzt werden, einen geringeren Lohn. Vgl. Spence (1973), S. 355. f Das kann außerdem zu Selektionsprozessen führen. Frauen werden in Erwartung einer Diskriminierung weniger in Humankapital investieren und damit auch geringere Investitionsrückflüsse generieren. Zum anderen werden Frauen unter Berücksichtigung einer Erwerbsunterbrechung durch Schwangerschaft vornehmlich in Humankapital investieren, welches weniger schnell erodiert. Erwerbsunterbrechungen werden auch Investitionen in spezifisches Humankapital verringern.

Fehlzeiten aufweisen als Männer. Ein weiteres Argument für die Geschlechterdifferenz bringt *Paringer* (1983) vor. Nach ihrer Auffassung sind die Differenzen auch durch eine Segregation der Frauen in Berufe oder Arbeitsplätze mit der Anforderung einer generellen Ausbildung, die die Übernahme der Arbeit durch andere Kollegen im Falle der Erkrankung erleichtert, zu begründen.<sup>232</sup>

#### Familienstand

In diesem Zusammenhang ist auch der Familienstand von Bedeutung. *Winkelmann* (1996a) argumentiert mit Hilfe des Wertes von Nichtmarktaktivitäten.<sup>233</sup> Die Tatsache, verheiratet zu sein oder Kinder im Haushalt zu haben, lässt den Wert von Nichtmarktaktivitäten ansteigen. Damit haben Männer und Frauen, die verheiratet sind, höhere zu erwartende Fehlzeiten. Diese resultieren aus einem veränderten optimalen Wert an angebotener Arbeitszeit. Der Freizeitwert erhöht sich also für verheiratete Arbeitnehmer. Das gleiche gilt für die Anwesenheit von Kindern im Haushalt. Auch sie verursachen einen höheren Freizeitwert und führen dadurch zu einem veränderten Nutzenkalkül.<sup>234</sup> In seiner Schätzung mit Individualdaten konnte *Winkelmann* den theoretischen Befund empirisch nachweisen. Für verheiratete Individuen ergab sich eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit der Abwesenheit unter Kontrolle anderer Einflussfaktoren. Die Anwesenheit von Kindern im Haushalt hatte den gleichen Effekt zur Folge. Auch hier werden höhere Fehlzeiten erwartet.<sup>235</sup> Hingegen konnte *Leigh* (1985) keinen Effekt feststellen und *Johansson* und *Palme* (1996) sogar einen negativen.<sup>236</sup> Für Männer und Frauen unterschiedliche Ergebnisse präsentiert *Leigh* (1995), wobei nach seinen Ergebnissen für verheiratete Männer mit einer höheren, für verheiratete Frauen mit einer geringeren Fehlzeitenrate zu rechnen ist.<sup>237</sup>

---

<sup>232</sup> Vgl. *Paringer* (1983), S. 125.

<sup>233</sup> Nichtmarktaktivitäten umfassen alle Handlungen, die nicht auf einem Markt gehandelt werden. Zu ihnen gehört auch bspw. die Freizeitgestaltung mit der Familie, für die kein Marktpreis existiert.

<sup>234</sup> Vgl. *Winkelmann* (1996a), S. 2.

<sup>235</sup> Vgl. *Winkelmann* (1996a), S. 9.

<sup>236</sup> Vgl. *Leigh* (1985), S. 166, und *Johansson/Palme* (1996), S. 211. Ebenfalls geringere Fehlzeiten bestätigte *Allen* (1984), S. 343, für verheiratete Arbeitnehmer.

<sup>237</sup> Vgl. *Leigh* (1995), S. 374.



### Nationalität

Ein Zusammenhang zwischen Fehlzeiten und Nationalität wird in der Literatur immer wieder modelliert. Für ausländische Arbeitnehmer wird dabei ein Fehlzeiten fördernder Effekt unterstellt. Dabei wird argumentiert, dass ausländische Arbeitnehmer vornehmlich in Berufen beschäftigt sind, die eine geringere Qualifikation erfordern und mit einer erhöhten körperlichen Belastung verbunden sind. Die Segregation dieser Arbeitnehmer in Berufe, die sich durch schlechte Arbeitsbedingungen auszeichnen, dürfte überwiegend den Umfang der durch tatsächliche Krankheit bedingten Fehlzeiten beeinflussen.<sup>238</sup>

*Stephan* (1991) weist für Arbeitnehmer ohne deutsche Staatsangehörigkeit eine signifikant höhere Abwesenheitswahrscheinlichkeit nach. Diese liegt um knapp vier Prozent über der von Arbeitnehmern mit deutscher Staatsangehörigkeit.<sup>239</sup> Sie verweist aber einschränkend auf die mit ihrem Datensatz nicht zu kontrollierende Arbeitsplatzheterogenität. Dadurch kann der Vermutung, dass Ausländer auf belastenderen Arbeitsplätzen beschäftigt sind, nicht Rechnung getragen werden. Die Schätzung übersieht dementsprechend den Einfluss des Arbeitsplatzes, so dass die *ceteris-paribus*-Argumentation damit nicht zulässig ist.<sup>240</sup>

### Humankapital

Für den Bestand an spezifischem Humankapital, so die Investition vom Arbeitnehmer zumindest anteilig geleistet wurde, ist mit einem negativen Effekt auf die Fehlzeiten zu rechnen. Höhere Investitionen in Humankapital versprechen entsprechend höhere Rückflüsse in der Zukunft. Um diese Rückflüsse generieren zu können, ist ein Beschäftigungsverhältnis maßgeblich. Wenn mit zunehmenden Fehlzeiten das Entlassungsrisiko steigt, sinken damit die zukünftig erwarteten Erträge aus den Humankapitalinvestitionen. Der Verlust des Arbeitsplatzes bedeutet, dass die geleisteten spezifischen Investitionen zu sunk costs werden. Das spezifische Humankapital ist nicht transferierbar und somit nicht in anderen Unternehmen einsetzbar. Daraus folgt, dass den Kosten der Investition keine Einnahmen mehr entgegenstehen. Die aus der spezifischen Investition generierten

---

<sup>238</sup> Vgl. Schnabel/Stephan (1993), S. 135.

<sup>239</sup> Vgl. Stephan (1991), S. 590.

<sup>240</sup> Vgl. Stephan (1991), S. 590 Fußnote 20.

Quasirenten entfallen. Der Verlust spezifischen Humankapitals birgt also eine Bestrafung für den Arbeitnehmer in sich.<sup>241</sup> Ein hohes Maß betriebspezifischer Ausbildung korrespondiert demnach mit geringeren Fehlzeiten.<sup>242</sup> Diese Interpretation rekurriert stark auf das Entlohnungsargument. Die hier postulierten Argumente zeigen einen hohen Zusammenhang zwischen Lohn und dem Umfang an spezifischem Humankapital (dies gilt auch für allgemeines Humankapital), woraus sich bei der ökonometrischen Spezifikation ein Multikollinearitätsproblem ergeben kann, wenn der Lohn und das entsprechende Maß (bspw. Betriebszugehörigkeitsdauer) für das spezifische Humankapital simultan verwendet werden. Die Wirkung des spezifischen Humankapitals scheint eindeutig. Für den Bestand an allgemeinem Humankapital kann aufgrund der Transferierbarkeit und der höheren Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit für Arbeitnehmer mit einem hohen Maß an allgemeinen Kenntnissen auf eine die Fehlzeiten erhöhende Wirkung geschlossen werden. Gegen diese positive Relation könnte sprechen, dass gut ausgebildete Arbeitnehmer typischerweise auf Arbeitsplätzen eingesetzt sind, deren physiologische und damit gesundheitliche Belastung geringer ist. Trifft dies zu, müssen mit steigenden Fähigkeiten und Kenntnissen – sowohl spezifische als auch allgemeine – die krankheitsbedingten Fehlzeiten sinken.

Gesundheitsökonomisch lässt sich der Einfluss des allgemeinen Humankapitals auf die Gesundheitsproduktion in der Form darstellen, dass Individuen, die über ein hohes Maß an allgemeinem Humankapital verfügen, eher in der Lage sind, ihren Gesundheitszustand im Rahmen der Haushaltsproduktion positiv zu beeinflussen.<sup>243</sup> Die Ausprägung des allgemeinen Humankapitals korrespondiert demnach mit dem Gesundheitszustand der Individuen, was zu einer Verminderung der krankheitsbedingten Fehlzeiten führt. *Riphahn, Wambach und Million* (2003) erhalten einen negativen Koeffizienten für die Anzahl der Krankenhaus-

---

<sup>241</sup> Vgl. Stephan (1991), S. 591.

<sup>242</sup> Diese Argumentation übersieht, dass Arbeitnehmer nicht alleinige Träger der Finanzierungskosten des spezifischen Humankapitals sind und daraus ein bilaterales Abhängigkeitsverhältnis resultiert.

<sup>243</sup> Vgl. Breyer/Zweifel (1999), S. 71.

aufenthalte und die Anzahl der Arztkontakte in Abhängigkeit von der Schulbildung, was auf einen besseren Gesundheitszustand hindeutet.<sup>244</sup>

Schulbildung wird in einigen Modellspezifikationen als Humankapitalindikator genutzt. Bspw. verwendet *Leigh* (1985) die Anzahl der Schuljahre als Proxy und findet keinen statistisch signifikanten Einfluss.<sup>245</sup>

#### Gesundheitszustand

Wohl den entscheidenden Einfluss übt der allgemeine Gesundheitszustand auf die Krankheitsanfälligkeit bzw. die Behandlungs- und Genesungsbedürftigkeit aus. Einige Autoren nutzen einen Gesundheitsindex zur Darstellung des individuellen Gesundheitszustandes. So zeigen bspw. *Leigh* (1983) und *Thalmaier* (2002), dass ein als gut bewerteter Gesundheitszustand mit geringeren Fehltagen korrespondiert.<sup>246</sup> Ein Maß für die allgemeine körperliche Verfassung stellt eine existierende physische und/oder psychische Behinderung dar.<sup>247</sup> Dies zeigt sich wiederum in der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen.<sup>248</sup> *Leigh* (1985, 1995) weist einen hoch signifikanten Fehlzeiten induzierenden Einfluss einer vorliegenden Behinderung nach. Der im Vergleich zu den übrigen Kontrollvariablen hohe t-Wert lässt auf einen besonders deutlichen Einfluss schließen.<sup>249</sup> *Johansson* und *Palme* (1996), die ebenfalls mit einem Dummy für eine Behinderung arbeiten, können den Einfluss bestätigen.<sup>250</sup> *Thalmaier* (2002) nutzt neben dem Dummy für das Vorliegen einer Behinderung auch eine Selbsteinschätzung des Gesundheitszustandes der Befragten. Der Indikator für die Behinderung bestätigt die Ergebnisse anderer Studien, d.h. eine höhere Zufriedenheit mit der Gesundheit ist mit sinkenden Fehltagen assoziiert.<sup>251</sup>

<sup>244</sup> Allerdings bestätigt sich der negative Koeffizient nur für das Subsample der Männer. Vgl. *Riphahn/Wambach/Million* (2003), S. 398.

<sup>245</sup> Vgl. *Leigh* (1985), S. 166 und *Leigh* (1995), S. 375.

<sup>246</sup> Vgl. *Leigh* (1983), S. 357 und *Thalmaier* (2002), S. 214 ff.

<sup>247</sup> Vgl. *Winkelmann* (1999), S. 340, der für Arbeitnehmer ohne Behinderung und ohne chronische Erkrankungen geringere Fehltagel evaluiert.

<sup>248</sup> Für einen positiven Effekt der Behinderung auf die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen vgl. u. a. *Geil et al.* (1997), S. 305 und *Riphahn/Wambach/Million* (2003), S. 398 f.

<sup>249</sup> Vgl. *Leigh* (1985), S. 167.

<sup>250</sup> Vgl. *Johansson/Palme* (1996), S. 210.

<sup>251</sup> Vgl. *Thalmaier* (2002), S. 212 ff.

### Entgeltfortzahlung

Als für die Entwicklung der Fehlzeiten bedeutend können des Weiteren die Regelungen der Entgeltfortzahlung im Krankheitsfall angesehen werden. Die Entgeltfortzahlung im Krankheitsfall stellt aus Sicht des Arbeitnehmers eine Versicherung gegen das Risiko einer Arbeitsunfähigkeit aus gesundheitlichen Gründen dar. Hiermit werden die Einkommensrisiken, die mit der Arbeitsunfähigkeit einhergehen, abgesichert. Da, wie oben erwähnt, keine eindeutige Unterscheidung zwischen gerechtfertigter und ungerechtfertigter Arbeitsunfähigkeit besteht bzw. die Entscheidung des Arztes, eine Arbeitsunfähigkeitsbescheinigung auszustellen, insbesondere von den Aussagen des Patienten abhängt, kann der Arbeitnehmer den Eintritt des Versicherungsfalles beeinflussen.

Hohe Löhne sind mit einem Anstieg der Opportunitätskosten bei alternativer Verwendung der verfügbaren Zeit verbunden, also auch im Falle des krankheitsbedingten Fehlens. In Bezug auf die Lohnfortzahlung entstehen direkte Opportunitätskosten durch die Substitution von Arbeitszeit durch Freizeit und die damit verbundenen Lohneinbußen in Höhe der Differenz aus Lohn bei Anwesenheit und Lohnersatzleistung für krankheitsbedingte Fehlzeiten.<sup>252</sup> Die Höhe der direkten Opportunitätskosten ist von der Höhe der Lohnfortzahlung abhängig. Je rigider diese aus Arbeitnehmersicht ausgestaltet ist, umso höhere direkte Opportunitätskosten und damit niedrigere Fehlzeiten sind zu erwarten. Für Deutschland bspw. treten durch die hundertprozentige Lohnfortzahlung im Krankheitsfall direkte Opportunitätskosten krankheitsbedingter Abwesenheiten nur in geringem Umfang auf.<sup>253</sup>

---

<sup>252</sup> An dieser Stelle soll aus Verständnisgründen zwischen direkten und indirekten Opportunitätskosten unterschieden werden. Von den indirekten Opportunitätskosten ist in diesem Zusammenhang die Rede, wenn es sich um die Differenz aus aktuellem Lohn und dem erwarteten Lohn, der in der zweitbesten Alternative realisiert werden kann, handelt.

<sup>253</sup> Abweichungen zwischen beiden Löhnen können sich bspw. ergeben, wenn Anwesenheitsprämien gezahlt werden, in deren Genuss fehlende Arbeitnehmer nicht kommen.

*Boss* (2000) konnte für die Bundesrepublik Deutschland unter Verwendung von Krankenstandsdaten der Jahre 1950 bis 1993 eine Variation des Krankenstandes mit sich ändernden Lohnfortzahlungsregeln feststellen.<sup>254</sup> Danach stieg der Krankenstand in den Jahren 1958, 1961 sowie 1962 mit aus Arbeitnehmersicht verbesserten Lohnfortzahlungsregeln deutlich an. Für die folgenden Jahre, in denen es zu Änderungen kam, wurde die Entwicklung des Krankenstandes von anderen Einflüssen überlagert, so dass kein Einfluss nachgewiesen werden konnte.<sup>255</sup> Für Schweden stellten *Johansson* und *Palme* (1998) unter Verwendung von Paneldaten einen Fehlzeiten mindernden Einfluss für sich aus Arbeitnehmersicht verschlechternde Lohnfortzahlungsregeln fest. Die Wahrscheinlichkeit, im Zustand der Anwesenheit zu verweilen, stieg deutlich an, d.h. die Dauer einer unterbrechungsfreien Anwesenheitsperiode verlängerte sich merklich. Im Gegenzug verringerte sich die Verweildauer im Zustand der Arbeitsunfähigkeit.<sup>256</sup> In einer anderen Arbeit der Autoren ergab eine Reduktion der Lohnfortzahlung um 1 % eine um 4,6 % reduzierte Fehlzeitenquote.<sup>257</sup> Die Erhöhung der Kosten aus Arbeitnehmersicht, die durch veränderte Lohnfortzahlungsregelungen auftreten, führte auch in der Untersuchung von 2002 zu einer Reduktion der Anzahl von Krankheitsepisoden sowie der Verkürzung dieser.<sup>258</sup> *Henrekson* und *Persson* (2004) untersuchen eine Zeitreihe schwedischer Fehlzeitendaten über eine Dauer von 46 Jahren und finden empirische Evidenz für eine Verhaltensanpassung bei sich ändernden Lohnfortzahlungsregeln.<sup>259</sup> Eine überzeugende Unterstützung der Lohnfortzahlungshypothese liefert auch *Winkler* (1980). Die Approximation des

---

<sup>254</sup> 1951 wurde der dritte Karenztag abgeschafft sowie ein familienstandsabhängiges Krankengeld eingeführt. Zudem erhielten Arbeitnehmer einen Anspruch auf einen Arbeitgeberzuschuss, mit dem sie auf ein Krankengeld in Höhe von 90 % des Nettolohns kamen. 1961 entfiel der zweite Karenztag und der Arbeitgeberzuschuss wurde erhöht, so dass 100 % Lohnfortzahlung erreicht wurden. 1970 wurde der letzte Karenztag abgeschafft, vgl. *Boss* (2000), S. 30. Im Moment besitzen die Arbeitnehmer einen Anspruch auf 100 % Lohnfortzahlung für die ersten sechs Wochen der Krankheit. 1996 wurde dieser Anspruch auf 80 % verringert, jedoch gilt für 80 % der Arbeitnehmer weiterhin ein Lohnfortzahlungsanspruch von 100 % per Tarifvertrag. Die gesetzliche Neuregelung hatte für die meisten Beschäftigten keine Konsequenzen, vgl. *Alewell/Nell* (1997), S. 170.

<sup>255</sup> Vgl. *Boss* (2000), S. 32.

<sup>256</sup> Vgl. *Johansson/Palme* (1998), S. 28.

<sup>257</sup> Vgl. *Johansson/Palme* (1996), S. 210.

<sup>258</sup> Vgl. *Johansson/Palme* (2002), S. 405.

<sup>259</sup> Vgl. *Henrekson/Persson* (2004), S. 97 f. Vgl. ebenfalls für den Nachweis mit schwedischen Daten *Wells/Edgerton/Kruse* (2004), S. 9, oder *Andrén* (2005), S. 333.

Lohnfortzahlungseinflusses über den Anteil von Lehrern mit Lohnfortzahlungsanspruch an allen Lehrer einer Schule weist in die prognostizierte Richtung und ist statistisch signifikant. Mit steigendem Anteil innerhalb der Lehrergruppe nehmen die durchschnittlichen Fehltag zu.<sup>260</sup> Auch *Gilleskie* (1998) kann steigende Fehlzeiten mit generöseren Ersatzleistungen nachweisen.<sup>261</sup> *Frick* und *Malo* (2005) stellen in ihrer international vergleichenden Studie den Impact der Ausgestaltung der Lohnfortzahlungsregelungen heraus. Sie berichten eine Zunahme der individuellen Fehltag und eine Abnahme der Wahrscheinlichkeit, keinen Tag zu fehlen, mit großzügiger ausgestalteten Regelungen im Krankheitsfall.<sup>262</sup> *Barmby* (2002) führt in seiner Untersuchung aus, dass Arbeitnehmer mit einem geringeren Anspruch auf Lohnersatzleistungen eine höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen, vom Zustand der Anwesenheit in den Zustand der Abwesenheit zu wechseln. Diese mit der Theorie nicht kompatible Entwicklung führt er aber auf die Ausgestaltung der Anspruchsvoraussetzungen zurück. Hingegen sinkt die Wahrscheinlichkeit zu fehlen mit den für den Arbeitnehmer steigenden Kosten des Fehlens.<sup>263</sup>

---

<sup>260</sup> Vgl. *Winkler* (1980), S. 238.

<sup>261</sup> Vgl. *Gilleskie* (1998), S. 36.

<sup>262</sup> Vgl. *Frick/Malo* (2005), S. 15.

<sup>263</sup> Vgl. *Barmby* (2002), S. 474 f, und *Barmby* (2001), S. 101. Die Anspruchsvoraussetzung der firmeninternen Lohnfortzahlung ergibt sich aus dem Abwesenheitsverhalten der letzten Jahre und kann damit unbeobachtete Heterogenität mit einschließen. Zu ähnlichen Ergebnissen gelangen *Barmby/Nolan/Winkelmann* (2001), S. 273.

## 4 Arbeitslosigkeit und Fehlzeiten – empirische Ergebnisse

### 4.1 Empirische Strategie

Die Betrachtung des gesamtwirtschaftlichen Krankenstandes und der Arbeitslosenquote (vgl. Abbildung 6 und Abbildung 7) machen den engen Zusammenhang beider Kennzahlen deutlich. Gestützt wird dieser durch eine Reihe makroökonomischer Schätzungen. Die zuvor formulierten und auf individuelle Entscheidungen beruhenden Hypothesen lassen sich allerdings nicht mithilfe auf gesamtwirtschaftlicher Ebene aggregierter Daten nachweisen. Diese unterliegen der Restriktion, eine Reihe von Einflussfaktoren nicht individuell abbilden zu können. Der Rückschluss von kollektiven Zusammenhängen auf individuelle Entscheidungen birgt die Gefahr eines „Ökologischen Fehlschlusses“.<sup>264</sup>

Die aus der Effizienzlohntheorie abgeleitete Hypothese erklärt die Abhängigkeit der Fehlzeiten von individuellen Entscheidungen. Ein Nachweis der durch die Theorie kolportierten Verhaltensweisen mit Aggregatdaten scheint unmöglich. Um eine Anpassung des individuellen Fehlzeitenverhaltens an sich verändernde ökonomische Rahmenbedingungen zu belegen, sind Individualdaten erforderlich. Sie erlauben die Kontrolle spezifischer Merkmale, die – neben ökonomischen Größen, die auf den Nachweis motivationsbedingter Fehlzeiten abzielen – auch gesundheitsrelevante Eigenschaften der Individuen abbilden. Gleiches gilt für die Berücksichtigung beobachtbarer unternehmensspezifischer Eigenschaften.

Auch die aus der Selektionshypothese abgeleitete Vermutung, der mit steigender Arbeitslosigkeit sinkende Krankenstand sei auf Selektionseffekte zurückführbar, rekuriert auf individuelle Eigenschaften bzw. Wahlentscheidungen. Die Selektionshypothese unterstellt zwar, dass ein sinkender Krankenstand aus der Entscheidung eines Arbeitgebers resultiert, doch wird diese Entscheidung aufgrund von Arbeitnehmereigenschaften getroffen, auf die der Arbeitnehmer keinen unmittelbaren Einfluss ausüben kann. Die vorab geäußerte Kritik in Bezug auf den Nachweis der Hypothesen mit aggregierten Daten kommt deshalb auch in

---

<sup>264</sup> Vgl. Diekmann (2005), S. 116 f.

diesem Fall zum Tragen, was die Verwendung von Individualdaten nicht nur rechtfertigt, sondern erforderlich macht.

Für die Identifikation der Entwicklung des Fehlzeitenverhaltens auf individueller Ebene bietet sich die Verwendung von Paneldaten an.<sup>265</sup> Unter Paneldaten versteht man eine Datensammlung, die für jede Beobachtungseinheit mehrere zeitlich (kurz) aufeinander folgende Beobachtungen für das gleiche Merkmal bereitstellt.<sup>266</sup> Sie bieten im Vergleich zu Querschnittsdaten einige Vorteile. Der erste Vorteil ist die mögliche Betrachtung individueller Verhaltensänderungen. Des Weiteren lassen sich nicht beobachtete bzw. unbeobachtbare individuelle und zeitliche Einflussgrößen in Panelanalysen berücksichtigen. In der Ökonometrie spricht man von unbeobachteter Heterogenität zwischen den Beobachtungseinheiten. Werden diese Effekte in der ökonometrischen Modellierung vernachlässigt, kann dies zur Schätzung verzerrter Koeffizienten führen.<sup>267</sup> Paneldaten bieten weiterhin den Vorteil, dass aufgrund einer größeren Datenbasis die Variabilität der beobachteten Merkmale zunimmt. Zudem reduziert die Informationsmenge die Kollinearität unter den Variablen und erhöht die Freiheitsgrade, was zu einer erhöhten Effizienz der Schätzungen führt.<sup>268</sup>

Das allgemeine Modell für die Panelanalyse gestaltet sich wie folgt:

$$(14) \quad y_{it} = a_i + \beta x_{it} + \varepsilon_{it}$$

wobei  $i=1, \dots, N$  die Anzahl der beobachteten Merkmalsträger abbildet und  $t=1, \dots, T$  die Perioden, für die Beobachtungen vorliegen. Der Vektor  $x_{it}$  beinhaltet die unabhängigen Variablen mit deren Ausprägung,  $\varepsilon_{it}$  stellt den Störterm der Schätzgleichung dar. Der über den Beobachtungszeitraum konstante Individual-effekt wird als  $a_i$  bezeichnet. In Paneldatenmodellen wird das  $a_i$  als für alle Beobachtungseinheiten verschieden angenommen.

---

<sup>265</sup> Einen Überblick über Panelmodelle bieten Chamberlain (1984), Hsiao (1986), Baltagi (1995) und Greene (2000).

<sup>266</sup> Vgl. Lechner (2002), S. 123, Ronning (1991), S. 189, oder Hsiao (1986), S. 1f.

<sup>267</sup> Vgl. Baltagi (1995), S. 3 ff.

<sup>268</sup> Vgl. bspw. Ronning (1996), S. 93.



Unbeobachtete Heterogenität lässt sich mithilfe zweier Vorgehen abbilden. Die Fixed-Effects-Spezifikation unterstellt für jede Beobachtungseinheit einen konstanten individuellen Fehlerterm ( $a_i$ ). Fixe individuelle Effekte enthalten nur individuelle Fehlerterme, die für die in der Untersuchung verwendeten Beobachtungseinheiten gelten. Fixed-Effects-Modelle setzen voraus, dass die unabhängigen Variablen für eine Beobachtungseinheit ausreichend Variation über die Zeit aufweisen. Die Berücksichtigung sich nicht ändernder Merkmale, wie bspw. das Geschlecht, ist damit in dieser Modellvariante nicht möglich.<sup>269</sup>

Für die Random-Effects-Modelle werden über die Beobachtungseinheiten zufällig verteilte Fehlerterme angenommen, die dem Fehlerterm  $\varepsilon_{it}$  ähnlich sind, allerdings über die Beobachtungszeit konstant sind. Dieses Vorgehen bietet sich an, wenn man davon ausgeht, dass die Daten eine repräsentative Stichprobe einer großen Grundgesamtheit darstellen.<sup>270</sup>

## 4.2 Datenbasis

Die vorherigen Ausführungen legen die Verwendung eines Paneldatensatzes auf Individualbasis nahe. Einen solchen Datensatz stellt das Sozioökonomische Panel des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung dar.<sup>271</sup> Dieses ist eine sich jährlich wiederholende repräsentative Befragung deutscher Haushalte, wobei ökonomische, soziale sowie demographische Merkmale sowohl im Haushaltskontext als auch auf individueller Ebene abgefragt werden. Das Sozioökonomische Panel wurde erstmalig 1984 aufgelegt. Seitdem werden jedes Jahr dieselben Haushalte und die im Haushalt lebenden Personen, welche zum Befragungszeitpunkt älter als 16 Jahre waren, befragt.

Als Startsample wurden 1984 das so genannte „Westdeutsche Sample“ (Sample A) mit Haushalten, deren Haushaltsvorstand nichttürkischer, -griechischer, -jugoslawischer, -spanischer oder -italienischer Abstammung war, und das „Ausländersample Westdeutschland“ (Sample B) aufgelegt. Sample A und B enthalten zusammen 5.921 Haushalte und 12.245 befragte Personen. Seit 1990 werden ost-

---

<sup>269</sup> Vgl. Thalmaier (2002), S. 120.

<sup>270</sup> Vgl. Hsiao (1995), S. 388 f.

<sup>271</sup> Vgl. Haisken-DeNew/Frick (2003) für eine ausführliche Beschreibung des Sozioökonomischen Panels.

deutsche Haushalte, mit 2.179 Haushalten und 4.453 Befragten, in die Befragung mit einbezogen. Diese finden sich im Sample C, dem „Ostdeutschen Sample“, wieder. 1994 und 1995 startete dann das Sample D „Immigranten“, das Haushalte erfasst, in denen wenigstens ein Haushaltsmitglied seit 1984 nach Westdeutschland immigriert ist. Im Sample D sind insgesamt 758 Haushalte und 3.001 befragte Personen erfasst. Auf Grund der Panelsterblichkeit wurde 1998 das „Ergänzungssample“ (Sample E), mit 1.067 Haushalten und 1.923 Befragten, aufgenommen. Um eine bessere Analyse kleinerer Subsamples mit bisher geringen Fallzahlen zu ermöglichen wurde 2000 das „Innovationssample“ (Sample F) aufgelegt. Hier finden 6.052 Haushalte und 10.890 befragte Personen Berücksichtigung. Zudem sei auf die Zufallsstichprobe der „Hocheinkommensbezieher“ von 2002 hingewiesen, die in dieser Arbeit allerdings keine Berücksichtigung findet.

#### 4.3 Abhängige Variablen und ihre Ausprägung

Die in dieser Arbeit gewählte Themenstellung versucht verschiedene theoretisch formulierte Einflüsse der Arbeitslosigkeit auf das Fehlzeitenverhalten von Arbeitnehmern zu verifizieren. Deshalb stehen die Angaben zu den individuellen Fehlzeiten im Focus dieser Untersuchung. Unter der Rubrik „Gesundheit“ werden die Personen im Sozioökonomischen Panel zu der Anzahl der Fehltage im letzten Jahr befragt. Die genaue Frage lautet: „Wie viele Tage haben Sie im letzten Jahr, [...], wegen Krankheit nicht gearbeitet?“ mit dem Zusatz: „Geben Sie bitte alle Tage an, nicht nur die, für die Sie eine ärztliche Arbeitsunfähigkeitsbescheinigung erhalten haben.“ (SOEP Group 2006, elektronische Version des Fragebogens).<sup>272</sup> Diese Angaben liefern zwei zu erklärende Variablen. Zum einen kann der Befragte angeben, dass er keinen Tag im letzten Jahr fehlte. Wenn er fehlte, kann er die Anzahl der gefehlten Tage angeben. Daraus lässt sich zunächst eine dichotome Variable mit den Ausprägungen eins, für mindestens einmal gefehlt, und null, für keinen Tag gefehlt, bilden, zum anderen ergibt sich die Möglichkeit, die Anzahl der Fehltage als abhängige Variable zu wählen. Insgesamt wurde diese Frage in 16 (1985-1989, 1991, 1992, 1994-2002) der 19 verfügbaren Wellen

---

<sup>272</sup> Vgl. SOEP Group (2006).

abgefragt. Da diese Angabe sich auf das Vorjahr bezieht, werden die übrigen erklärenden Variablen denen des Vorjahres zugespielt.

Darüber hinaus sollen Bestimmungsgründe für die Wahrscheinlichkeit einer Arbeitslosenmeldung aufgedeckt werden. Hier handelt es sich ebenfalls um eine dichotome abhängige Variable, die den Wert eins erhält, wenn die beobachtete Person arbeitslos gemeldet ist, und den Wert null, wenn sie (abhängig) beschäftigt ist. Von besonderem Interesse ist in diesem Zusammenhang der Einfluss der Fehltagelänge. Unter dem Themenschwerpunkt Arbeitsmarkt wird im SOEP der Beschäftigungsverlauf des vergangenen Jahres evaluiert. Darin enthalten sind Angaben, ob jemand arbeitslos gemeldet war oder nicht.

#### 4.4 Schätzmodelle

Wie oben bereits beschrieben, stehen zwei Variablen, die das Fehlzeitenverhalten abbilden, für die ökonometrische Untersuchung zur Verfügung. Die erste Alternative, die das Fehlzeitenverhalten in Form der Fehlwahrscheinlichkeit abbildet, verlangt nach Panelmodellen, die als abhängige Variable eine binär kodierte Variable zulassen. Zähldatenmodelle für Paneldaten erlauben dagegen die Schätzung von Variablen, die Zähldaten abbilden, wie die Anzahl der Fehltagelänge, die in der zweiten Alternative als abhängige Variable eingesetzt wird. Die in dieser Arbeit verwendeten Modelle sollen im Folgenden kurz beschrieben werden.<sup>273</sup>

##### 4.4.1 Probit-Modelle

Für binär kodierte Variablen bietet sich der Einsatz eines Probit-Modells an. Das Probit-Modell ist wie folgt definiert:

$$(15) \quad y_{it}^* = x_{it}\beta + u_{it}$$

wobei  $y_{it}^*$  eine diskrete nichtbeobachtbare abhängige Variable darstellt,  $x_{it}$  den Vektor der erklärenden Variablen der Beobachtungseinheit  $i$  ( $i=1, \dots, N$ ) zum Zeitpunkt  $t$  ( $t=1, \dots, T$ ),  $\beta$  den Vektor der zu schätzenden Parameter und  $u_{it}$  den

---

<sup>273</sup> Alle in dieser Arbeit genutzten Modelle sind in der Statistiksoftware Stata 7.0 implementiert. Dieses Programm wurde für die Schätzmodelle genutzt.

Störterm.<sup>274</sup> Da es sich bei  $y_{it}^*$  um eine latent stetige Variable handelt, wird diese in eine diskrete abhängige Variable umgewandelt, die den Wert eins annimmt für den Fall, dass  $y_{it}^*$  größer null ist, und den Wert null, wenn diese Bedingung nicht zutrifft.

$$y_{it} = 1, \text{ wenn } y_{it}^* > 0, \text{ und } y_{it} = 0, \text{ wenn } y_{it}^* = 0.$$

Der Fehlerterm  $u_{it}$  setzt sich dabei wie folgt zusammen:

$$(16) \quad u_{it} = a_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

wobei  $a_i$  den Fehlerterm der  $i$ -ten Beobachtungseinheit abbildet,  $\lambda_t$  einen zeitspezifischen und  $\varepsilon_{it}$  den allgemeinen Fehlerterm. Das Probit-Modell folgt einer Standardnormalverteilung, so dass:

$$(17) \quad P[y_{it} = 1] = \Phi(x'_{it}\beta + u_{it}) = \int_{-\infty}^{x'_{it}\beta} \phi(t) dt$$

gilt, wobei  $\phi(t)$  die Dichtefunktion und  $\Phi(\cdot)$  die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung darstellt.

Wird der individuelle Fehlerterm  $a_i$  als Zufallsvariable aufgefasst, handelt es sich um ein Random-Effects-Modell. Dieses soll in den nachfolgenden Schätzungen zur Anwendung kommen, da der verwendete Datensatz eine repräsentative Stichprobe aus einer großen Grundgesamtheit darstellt und für solche eine Random-Effects-Spezifikation angebracht ist.

#### 4.4.2 Zählmodellen

Für die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Arbeitslosigkeit und Fehlzeiten steht neben der binär kodierten Variablen auch eine Variable, die die Anzahl der Fehlzeiten beinhaltet, zur Verfügung. Diese Variable bildet so genannte diskrete nichtnegative Zählmodellen ab.<sup>275</sup>

<sup>274</sup> Vgl. im Weiteren Hamerle/Ronning (1995), S. 411 ff.

<sup>275</sup> Vgl. Delgado/Kniesner (1997), S. 41.

## 4.4.2.1 Zählmodellen für Querschnittsdaten

Für die Analyse von Zählmodellen kommen vor allem Poisson- sowie Negativ Binomial-Modelle in Betracht.<sup>276</sup> Die Poisson-Regression unterstellt, dass  $y_i$  bei gegebenen  $x_i$  poissonverteilt ist, mit folgender Dichtefunktion:

$$(18) \quad f(y_i | x_i) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!}, \quad \text{mit } y_i = 0, 1, 2, \dots$$

und dem Mittelwert

$$(19) \quad E[y_i | x_i] = \mu_i = \exp(x_i' \beta).$$

Für die Poisson-Regression wird unterstellt, dass der bedingte Mittelwert der Varianz entspricht. In vielen Daten wird diese Annahme allerdings verletzt. Die Negativ-Binomial-Regression (Negbin-Regression) entschärft diese Annahme, indem die Varianz ( $V$ ) als eine Funktion des Mittelwertes aufgefasst wird. Die Varianz entspricht damit:

$$(20) \quad V[y_i | x_i] = \mu_i + \alpha \mu_i^p.$$

Damit lassen Negbin-Modelle im Gegensatz zu Poisson-Modellen Überstreuung zu.<sup>277</sup> Überstreuung liegt dann vor, wenn der bedingte Mittelwert kleiner ist als die bedingte Varianz. Im Negbin-Modell führt die Einführung eines Dispersionsparameters  $\alpha$  dazu, dass Mittelwert und Varianz sich nicht entsprechen müssen.<sup>278</sup>

Für den Fall, dass die Varianz eine quadratische Funktion des Mittelwertes ist, also  $p=2$ , wird das Negbin-Modell als Negbin-II-Modell bezeichnet.<sup>279</sup> Dieses Modell, mit  $p=2$ , ist das gebräuchlichste und wird in dieser Arbeit angewendet. Das Modell hat folgende Dichtefunktion:

$$(21) \quad f(y | \mu, \alpha) = \frac{\Gamma(y + \alpha^{-1})}{\Gamma(y + 1)\Gamma(\alpha^{-1})} \left( \frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu} \right)^{\alpha^{-1}} \left( \frac{\mu}{\alpha^{-1} + \mu} \right)^y,$$

mit  $\alpha \geq 0, y = 0, 1, 2, \dots$ <sup>280</sup>

Die daraus resultierende Log-Likelihood-Funktion hat folgende Form:

<sup>276</sup> Vgl. Cameron/Trivedi (1998), S. 59.

<sup>277</sup> Vgl. Fleming (2001), S. 125.

<sup>278</sup> Vgl. u. a. Cameron/Trivedi (1998), S. 63 oder Hausman/Hall/Griliches (1984), S. 921 f.

<sup>279</sup> Vgl. Cameron/Trivedi (1986), S. 31 f.

<sup>280</sup> Vgl. Cameron/Trivedi (1998), S. 71.

$$(22) \quad \ln L(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \left[ \left( \sum_{j=0}^{y_i-1} \ln(j + \alpha^{-1}) \right) - \ln y_i! - (y_i + \alpha^{-1}) \ln(1 + \alpha \exp(x_i' \beta) + y_i \ln \alpha + y_i x_i' \beta) \right]$$

Für die Analyse von Zähldaten stehen des Weiteren Zero-Inflated-Modelle zur Verfügung, die besondere Rücksicht auf das extensive Auftreten von Nullen in der abhängigen Variable nehmen. In Zero-Inflated-Modellen wird unterstellt, dass sich das Fehlzeitenverhalten als Resultat zweier Prozesse darstellt. Zum einen kann ein Individuum keine Fehltag aufweisen, und erhält damit in der abhängigen Variable eine Null. Die Wahrscheinlichkeit, keinen Fehltag zu haben, wird in einfachen Zahldaten-Verfahren nicht korrekt vorausgesagt. Diesem separaten Prozess wird durch die Anwendung einer gemischten Verteilung Rechnung getragen. Dabei wird unterstellt, dass mit einer Wahrscheinlichkeit  $\varphi_i$  keine Fehltag zu beobachten sind. Gleichzeitig folgt die Anzahl der Fehltag einer Negativ-Binomial-Verteilung, die mit der Gegenwahrscheinlichkeit  $(1 - \varphi_i)$  gewichtet wird. Die daraus abgeleitete gemeinsame Verteilung hat demnach folgende Form:

$$(23) \quad \Pr[y_i = 0] = \varphi_i + (1 - \varphi_i)e^{-\mu_i},$$

$$\Pr[y_i = r] = (1 - \varphi_i) \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^r}{r!}, \quad r = 1, 2, \dots$$

Die Wahrscheinlichkeitsfunktion  $\varphi_i$  kann verschiedene Formen annehmen. Allgemein kann geschrieben werden:

$$(24) \quad \varphi_i = F(z_i' \gamma)$$

wobei  $F(\cdot)$  für eine kumulative Verteilungsfunktion steht.<sup>281</sup> Der Vektor  $z_i'$  steht für die die Wahrscheinlichkeitsfunktion determinierenden erklärenden Variablen und  $\gamma$  die zu Schätzenden Koeffizienten. Die daraus resultierende gemeinsame Log-Likelihood-Funktion des Zero-Inflated-Negbin-Modells lautet:

$$(25) \quad L(\beta, \gamma) = \sum_{i \in S} \ln[F(z_i' \gamma) + \{1 - F(z_i' \gamma)\}(1/1 + \alpha \mu_i)^{1/\alpha}] + \sum_{i \notin S} [\ln\{1 - F(z_i' \gamma)\} + \ln \Gamma(\frac{1}{\alpha} + y_i) - \Gamma(y_i + 1) - \ln \Gamma(1/\alpha) + 1/\alpha \ln(1/1 + \alpha \mu_i) + y_i \ln(1 - 1/1 + \alpha \mu_i)],$$

<sup>281</sup> Vgl. ebenda, S. 127.

wobei  $S$  für den Anteil der Beobachtungen, die eine Null realisieren.<sup>282</sup>

#### 4.4.2.2 Zähldatenmodelle für Paneldaten

Da der in dieser Arbeit verwendete Datensatz eine Panelstruktur aufweist, soll ein Zähldatenmodell für Paneldaten angewendet werden. Das Negbin-Modell mit Random-Effects geht von einem Poisson-Modell mit Random-Effects aus.<sup>283</sup> Das Poisson-Modell unterstellt, dass  $Y_i$  in Abhängigkeit von den erklärenden Variablen einer Poisson-Verteilung folgt:

$$(26) \quad f(Y_{it} / X_{it}) = \frac{e^{-\mu_{it}} \mu_{it}^{y_{it}}}{y_{it}!},$$

wobei der Parameter  $\mu_{it}$  als

$$(27) \quad \mu_{it} = \exp(x_{it}'\beta + \delta_i)$$

darstellt,  $x_{it}$  den Vektor der erklärenden Variablen,  $\beta$  die Koeffizienten der erklärenden Variablen und  $\delta_i$  den zufälligen individuellen Störterm. Dabei folgt  $\delta_i$  einer eigenen Dichteverteilung, hier einer Gammaverteilung mit  $\Gamma(\alpha_i, \alpha_i)$ , für jedes Individuum.  $\alpha_i / (1 + \alpha_i)$  folgt einer Betaverteilung mit den Parametern  $(a, b)$ , wodurch der Random-Effect in das Modell integriert ist.<sup>284</sup>

Die daraus abgeleitete gemeinsame Dichtefunktion des  $i$ -ten Individuums lautet:

$$(28) \quad \Pr[y_{i1}, \dots, y_{iT}] = \frac{\Gamma(a+b)\Gamma(a+\sum \mu_{it})\Gamma(b+\sum y_{it})}{\Gamma(a)\Gamma(b)\Gamma(a+b+\sum \mu_{it}+\sum y_{it})} \prod_i \frac{\Gamma(\mu_{it}+y_{it})}{\Gamma(\mu_{it})\Gamma(y_{it}+1)}. \quad 285$$

Aufgrund der oben vorgebrachten Argumentation werden auch hier ausschließlich Random-Effects-Spezifikationen zur Anwendung kommen.

<sup>282</sup> Stata Corporation (2001), S.483.

<sup>283</sup> Vgl. Hausman/Hall/Griliches (1984), S. 926.

<sup>284</sup> Vgl. Geil et al. (1997), S. 303.

<sup>285</sup> Vgl. Hausman/Hall/Griliches (1984), S. 927.

#### 4.5 Fehlzeiten und ihre Bestimmungsgründe

In einem ersten Schritt sollen die Bestimmungsgründe von Fehlzeiten untersucht werden. Dabei stehen wie oben beschrieben zwei zu erklärende Variablen zur Verfügung. Im folgenden Abschnitt sollen die unabhängigen Variablen beschrieben und die vermutete Einflussrichtung kurz diskutiert werden.

##### 4.5.1 Variablenspezifikation

Neben den aus den formulierten Hypothesen relevant erscheinenden Variablen soll für eine Reihe weiterer Variablen kontrolliert werden. Welche Variablen in das Schätzmodell aufgenommen werden und welcher Spezifikation diese folgen, soll im Folgenden kurz erläutert werden. Einen Überblick gibt Tabelle 9 im Anhang.

Aus den formulierten Hypothesen wird deutlich, dass der Arbeitslosigkeit eine zentrale Stellung im Rahmen dieser Untersuchung zukommt. Um die disziplinierende Wirkung dieser Größe ökonometrisch zu untersuchen, werden die Arbeitslosenquoten nach Bundesländern und Geschlecht getrennt für die entsprechenden Beobachtungsjahre der Befragten als erklärende Variable verwendet. Die Quoten sind als Anteil der Arbeitslosen an den abhängig zivilen Erwerbspersonen errechnet.<sup>286</sup> Im Falle der Arbeitslosenquoten liegt die Verwendung von Variablen unterschiedlicher Aggregationsniveaus vor, da die abhängige Variable auf individueller Ebene und die Arbeitslosenquote auf Bundesländerebene erfasst wird. Ein höheres Aggregationsniveau der erklärenden Variablen kann zu einer Überschätzung des Standardfehlers des Koeffizienten dieser Variable führen, wodurch die statistische Genauigkeit des Einflusses überschätzt wird.<sup>287</sup> Eine mögliche Lösung wäre, die Variablen auf eine einheitliche Aggregationsebene zu bringen.<sup>288</sup> Auf diesen Schritt soll in dieser Arbeit verzichtet werden, da ansonsten eine Reihe von Informationen verloren gehen und die Vorteile der Beobachtungen individueller Heterogenität nicht genutzt werden

---

<sup>286</sup> Vgl. Bundesanstalt für Arbeit (m. Jg.).

<sup>287</sup> Vgl. Anderson/Schwarze (1997), S. 51, und ausführlicher Moulton (1990), S. 334 f.

<sup>288</sup> Vgl. Schwarze (1996), S. 488.



können. Eine weitere Variable, die den disziplinierenden Effekt der Effizienzlohntheorie untermauern kann, liefert das Sozioökonomische Panel. Den Befragten wird folgende Frage in Bezug zu ihrer empfundenen Arbeitsplatzsicherheit gestellt: „Wie ist es mit den folgenden Gebieten – machen Sie sich Sorgen? Um die Sicherheit Ihres Arbeitsplatzes?“ (vgl. SOEP Group 2006). Den Befragten sind drei Antwortmöglichkeiten vorgegeben. Sie können zwischen „keine Sorgen“, „einige Sorgen“ und „große Sorgen“ wählen. Da es sich um eine ordinal skalierte Variable handelt, werden die entsprechenden Dummievariablen in die Modellgleichung aufgenommen, wobei „keine Sorgen“ als Referenzkategorie gilt. Erwartet werden mit zunehmenden Sorgen abnehmende Fehltag bzw. Fehlwahrscheinlichkeiten, die ihren Ausdruck in negativen Schätzkoeffizienten finden.

Die konkurrierende Hypothese (Selektionshypothese) wird mithilfe der Variable „Unterbrechung“ abzubilden versucht. Diese nimmt den Wert eins an, wenn die betroffene Person mindestens einmal in ihrem Erwerbsleben arbeitslos gemeldet war, ansonsten den Wert null. Der zu vermutende Zusammenhang besteht darin, dass Individuen mit Erwerbsunterbrechung(en) im Durchschnitt eine höhere Anzahl an Fehltagen aufweisen bzw. eine höhere Wahrscheinlichkeit mindestens einen Tag im Jahr aufgrund von Krankheit nicht am Arbeitsplatz zu erscheinen. Erweist sich der Schätzkoeffizient in den folgenden Schätzungen als positiv und signifikant von null verschieden, ist das ein Indiz dafür, dass der Selektionshypothese im Zusammenhang mit der Entwicklung von Krankenstand und Arbeitslosigkeit Bedeutung zukommt.

Die in den ökonometrischen Spezifikationen verwendete Lohngröße gibt den natürlichen Logarithmus des deflationierten Stundenlohnes wider.<sup>289</sup> Der Stundenlohn findet deshalb Verwendung, da er das Erwerbseinkommen in Bezug auf die vertraglich vereinbarten Arbeitsstunden normiert. Der Logarithmus wird gebildet, um der rechtsschiefen Verteilung des Lohnes entgegen zu wirken. Entgegen der in der Literatur oft verwendeten einfachen Lohngröße wird ein quadratischer Term in die Modellgleichung aufgenommen, da ein nichtlinearer

---

<sup>289</sup> Der Stundenlohn ist auf Basis des Consumer Price Index, der in den SOEP-Daten enthalten ist, deflationiert.

Zusammenhang zwischen Lohn und Fehlzeiten vermutet wird.<sup>290</sup> Um das Quadrat des logarithmierten Lohnes bilden zu können, erfolgt eine Lineartransformation, indem zu allen Beobachtungswerten das Minimum des logarithmierten Lohnes hinzuaddiert wird.<sup>291</sup>

Erwartet wird ein mit steigenden Löhnen zunächst ansteigender Fehlzeitenumfang, gefolgt von dann wieder abfallenden Fehlzeiten.<sup>292</sup>

Die aus der ökonomischen Wirkung der Arbeitszeit abgeleitete Hypothese zunehmender Fehlzeiten mit steigenden Arbeitsstunden, wird mit dem Auseinanderfallen von gewünschter Arbeitszeit und den in standardisierten Arbeitsverträgen angebotenen Arbeitszeiten begründet. Die tatsächliche bzw. vertragliche Arbeitszeit als erklärende Variable stellt dabei aber nur unzureichend bzw. gar nicht auf individuelle Präferenzen des Arbeitsumfangs ab. Das Sozio-ökonomische Panel erhebt neben den vereinbarten auch die gewünschte Anzahl an Arbeitsstunden. Die Berücksichtigung individueller Präferenzen in Bezug auf die Arbeitsstunden erfolgt über eine Dummyvariable, die den Wert eins annimmt, wenn der Befragte geringere Arbeitsstunden als die vereinbarten wünscht, und den Wert null, wenn dem nicht so ist. Sollte die Hypothese der Anpassung der Arbeitszeit zutreffend sein, werden Arbeitnehmer mit einer positiven Differenz aus vertraglich vereinbarten und gewünschten Arbeitsstunden signifikant höhere Fehlzeiten aufweisen.

Befristete Verträge unterliegen keinen strengen Kündigungsschutzbestimmungen. Nach BGB § 620 Abs. 1 sind Arbeitsverträge nach Ablauf der vorher fixierten

---

<sup>290</sup> Ein ähnliches Vorgehen nutzen Askildsen/Bratberg/Nilsen (2005), S. 1094 f.

<sup>291</sup> Da sich für die kleinsten Stundenlöhne (unter einer DM) negative Werte des logarithmierten Lohnes ergeben und bei einer Quadrierung das negative Vorzeichen verschwindet, wird dieser Rechenschritt eingefügt.

<sup>292</sup> Die Ursache für diesen umgekehrt u-förmigen Verlauf liegt in der im unteren Lohnbereich einfacheren Substitution der Arbeitskräfte, bedingt durch geringere Anforderungen an das spezifische und allgemeine Humankapital. Der geringe Bestand des Humankapitals korrespondiert mit niedrigeren Stundenlöhnen. Arbeitnehmer, an deren Fähigkeiten geringe Anforderungen gestellt werden, sind einem höheren Entlassungsrisiko ausgesetzt, was – so die Vermutung – eine disziplinierende Wirkung in Bezug auf die Fehlzeiten haben wird. Im oberen Lohnbereich entstehen die Anreizwirkungen aufgrund der Opportunitätskosten einer Entlassung, deren Höhe sich aus dem Einkommen in der jetzigen Beschäftigung und dem Einkommen aus einer alternativen Beschäftigung ergibt. Zuvor erworbenes spezifisches Humankapital kann per definitionem nicht in ein anderes Unternehmen produktivitätswirksam transferiert werden. Der mögliche Verlust dieser das Einkommen mitbestimmenden Größe wird den Arbeitnehmer zu einer Einschränkung der Fehlzeiten bewegen.

Vertragslaufzeit gegenstandslos. Befristete Arbeitsverträge können in diesem Sinne als eine verlängerte Probezeit, die der Arbeitgeber bei unvollständigen Informationen über die produktivitätsrelevanten Eigenschaften eines Arbeitnehmers als Screeninginstrument nutzen kann, gewertet werden.<sup>293</sup> Die disziplinierende Wirkung entsteht aus einer höheren Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden, die den erwarteten Nutzenverlust steigen lässt.<sup>294</sup> Befristete Verträge lassen deshalb eine Fehlzeiten senkende Anreizwirkung vermuten, wenn der Arbeitnehmer eine Übernahme in ein unbefristetes Arbeitsverhältnis erwartet. Die verwendete Dummyvariable nimmt den Wert eins an, wenn ein befristeter Vertrag vorliegt, null, wenn nicht.

Die Betriebsgröße als ein Proxy für die Überwachungsintensität in Unternehmen wird anhand der Beschäftigtenzahl gemessen. Diese ist in vier Größenklassen eingeteilt, wobei die kleinste alle Betriebe bis 20 Mitarbeiter, die zweite alle darüber bis 200, die dritte alle bis 2.000 und die vierte und größte alle Betriebe mit über 2.000 Mitarbeitern erfasst. Die Größenklassen gehen als Dummyvariablen in die Schätzgleichung ein. Die Referenzkategorie ist die größte Klasse. Es wird wegen der mit der Betriebsgröße sinkenden Überwachungsintensität erwartet, dass die Größenklassen im Vergleich zur Referenzkategorie geringere Fehltagel aufweisen.

Die Betriebszugehörigkeit wird in Jahren gemessen. In Einklang mit der zuvor diskutierten Hypothese geht die Variable als nichtlinearer Einfluss in die Gleichung ein. Dies gilt ebenfalls für das Alter, dass mit zwei Termen berücksichtigt wird. Damit wird dem Umstand Rechnung getragen, dass das Alter vermutlich einen nichtlinearen Zusammenhang mit den Fehlzeiten aufweist. In Anlehnung an die Untersuchung von *Thalmaier* (2002) mit Daten des Sozioökonomischen Panels wird auch hier ein u-förmiger Verlauf des Alters erwartet. Für die Betriebszugehörigkeit konnte sie überwiegend keine signifikanten Zusammenhänge ergründen.<sup>295</sup>

---

<sup>293</sup> Vgl. Meyer/Wallette (2005), S. 5.

<sup>294</sup> Vgl. u. a. *Thalmaier* (2002), S. 302 f. und Gliederungspunkt 3.6

<sup>295</sup> Vgl. *Thalmaier* (2002), S. 212 ff.

Die Kodierung der Geschlechtsvariablen folgt nachstehender Regel: Männern wird eine eins, Frauen eine null zugewiesen. Es wird für Frauen mit höheren Fehltagen gerechnet, was sich in einem negativen Vorzeichen der Variable ausdrückt. Diese Vermutung stützt sich auf die Überlegungen, die im Rahmen der Haushaltstheorie bemüht wurden.

Für die Zufriedenheit mit der Gesundheit wird ein Indikator eingesetzt, der eine Bewertung der Gesundheit in elf Kategorien erlaubt. Die kleinste Kategorie (null) korrespondiert mit einer hohen Unzufriedenheit, die größte Kategorie (zehn) demnach mit einer hohen Zufriedenheit. Für mit ihrer Gesundheit zufriedene Arbeitnehmer werden geringere Fehltagere erwartet. Ergänzend zu der subjektiven Bewertung der Gesundheit wird das Vorliegen einer Behinderung als objektives Kriterium in Form eines Dummies aufgenommen. Dieser ist mit eins kodiert, so eine Behinderung angegeben wurde, mit einer null, wenn nicht.

Der Familienstand wird im Sozioökonomischen Panel als differenzierte Variable, die fünf Ausprägungen annimmt, erfasst. Für die folgende Untersuchung werden die Informationen verdichtet, so dass nur zwischen verheiratet und nicht verheiratet unterschieden wird. Die eins steht in dieser Variablen für verheiratet.

Für den Familienkontext wird als relevant erachtet, wenn Kindern mit einem Alter von unter 16 Jahren im Haushalt leben. Leben Kinder dieses Alters im Haushalt, nimmt die Variable „Kind“ eine eins an. Leben Kinder des genannten Alters im Haushalt, wird mit höheren Fehltagen gerechnet, da im Falle der Erkrankung der Kinder eine elterliche Betreuung notwendig wird.

Die Informationen zur Nationalität der Befragten werden für die statistische Analyse komprimiert, so dass nur zwischen In- und Ausländern differenziert wird. Handelt es sich bei dem Befragten um einen Deutschen, wird dieser mit einer eins kodiert. Entsprechend der ökonometrischen Evidenz werden für ausländische Arbeitnehmer höhere Fehlzeiten erwartet und somit ein negatives Vorzeichen des Dummies.<sup>296</sup>

Die berufliche Bildung geht ebenfalls in Form von Dummies in die Analyse ein, da die Variable qualitative Informationen vereinigt. Unterschieden wird zwischen

---

<sup>296</sup> Vgl. dazu Gliederungspunkt 3.6.

Arbeitnehmern ohne eine Berufsausbildung, mit einer solchen und Arbeitnehmern mit einem abgeschlossenen Hochschulstudium. Als Referenz gelten Arbeitnehmer mit einer Berufsausbildung. Für die Variable, die keine Ausbildung ausdrückt, wird ein positives Vorzeichen erwartet, für das Studium ein negatives.

Ferner soll zwischen den einzelnen Berufsgruppen unterschieden werden. Bevor die gepoolten Samples in eine separate Analyse für die Berufsgruppen überführt werden, gehen diese als Dummies in die Analyse ein. Als Referenz fungiert hier die Gruppe der Angestellten. Es wird für die beiden anderen Berufsgruppen – Arbeiter und Beamte – mit höheren Fehltagen gerechnet.

Um eine Aussage über die Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland machen zu können, wird in einem ersten Schritt ein Gesamtsample untersucht. Im Gesamtsample wird durch die Variable „Region“ die Unterscheidung zwischen ost- und westdeutschen Befragten vorgenommen, wobei die Variable für Westdeutsche mit einer eins belegt ist.

Die Kontrolle für die Wirtschaftszweige erfolgt mit 17 Dummyvariablen, die der Kategorisierung nach der Klassifizierung der Wirtschaftszweige der Europäischen Union (NACE) folgen. Als Referenzkategorie tritt dabei der Bereich Herstellung von Waren, als anteilig größter Bereich, in Erscheinung.<sup>297</sup> Die Hinzunahme der Wirtschaftskategorien dient der Abbildung von unterschiedlichen Produktionstechnologien, die ihrerseits Einflüsse auf den individuellen Fehlzeitenumfang ausüben können. Auf eine Hypothesenbildung für die NACE-Kategorien wird in dieser Arbeit verzichtet, ebenso auf eine Interpretation der Koeffizienten.

#### 4.5.2 Sampleselektion

Für diese Untersuchung stehen die Befragungsdaten bis zum Jahr 2002 mit insgesamt 19 Erhebungswellen zur Verfügung. Von diesen können aufgrund sich ändernder Themenschwerpunkte nicht alle in die Analyse aufgenommen werden. So fand in den Jahren 1990 und 1993 keine retrospektive Erfragung der Fehlzeiten statt, so dass Informationen für die Jahre 1989 und 1992 für die Analyse nicht zur Verfügung stehen. Restringsiert wird die Anzahl der Wellen weiter durch die An-

---

<sup>297</sup> Einen Überblick über die Wirtschaftszweige gibt Tabelle 10 im Anhang.

zahl der gewünschten Arbeitsstunden, die bei zwei Wellen nicht zur Verfügung stehen. Weitere Einschränkungen ergeben sich durch fehlende Angaben zur Behinderung und zur Befristung von Verträgen.<sup>298</sup> Deshalb können nur insgesamt 12 Wellen in die Analyse aufgenommen werden. Die Einschränkung des Analysezeitraums wird in Kauf genommen, um die in der Literatur uneinheitlichen Ergebnisse in Bezug auf die aus der Arbeitsangebotstheorie abgeleiteten Hypothesen der Zeitallokation einer kritischen Überprüfung zu unterziehen (Differenz aus gewünschter und tatsächlicher Arbeitszeit) und wesentliche Kontrollvariablen zu berücksichtigen.<sup>299</sup> Insgesamt stellt das Sozioökonomische Panel in den 12 Wellen Informationen von 393.505 Personenjahren bereit. Für die genannten Personenjahre liegen 129.896 Angaben für die Fragen zu den Fehlzeiten im vergangenen Jahr vor. Aus der Analyse ausgeschlossen werden zunächst alle Selbstständigen, Beschäftigten im Öffentlichen Dienst, Beamte, Auszubildende und nicht als erwerbstätig eingestuft Personen. Selbstständige werden aus der Analyse ausgeschlossen, da sie in keinem abhängigen Arbeitsverhältnis stehen, und Absentismus nicht auftritt. Sie können zwar krankheitsbedingt ausfallen und ihrer Tätigkeit eventuell nicht nachkommen, jedoch beschreibt Absentismus die ungerechtfertigte, missbräuchliche Inanspruchnahme von Arbeitsunfähigkeitstagen in einem abhängigen Arbeitsverhältnis.<sup>300</sup>

Auszubildende werden mit Rücksicht auf die Besonderheiten der dualen Berufsausbildung von der Untersuchung ausgeschlossen. Für Auszubildende sind die Fehlzeiten durch die duale Berufsausbildung nicht zuverlässig dem Arbeitgeber bzw. der Berufsschule zuzuordnen.<sup>301</sup>

Beschäftigte im öffentlichen Sektor werden wegen ihrer besonderen Kündigungsschutzbestimmungen, die sich von denen der Beschäftigten im privaten Sektor unterscheiden, von der Untersuchung ausgeschlossen. Zum einen sind betriebs-

---

<sup>298</sup> Für einen Überblick über die Verfügbarkeit der abhängigen und unabhängigen Variablen in den einzelnen Wellen vgl. auch Tabelle 11 im Anhang.

<sup>299</sup> Für die Diskussion der Defizite bestehender empirischer Untersuchungen vgl. Gliederungspunkt 3.6

<sup>300</sup> Diese Einschränkung gilt nur für eine Arbeitnehmer-Arbeitgeberbeziehung. In Hinblick auf den Versicherungsträger, der für die Zahlung eines Lohnfortzahlungsäquivalents (Krankentagegeld) zuständig ist, können sich auch bei Selbstständigen ungerechtfertigte Fehlzeiten gegenüber dem Versicherungsgeber (Krankenkasse) ergeben.

<sup>301</sup> Dieser Einwand wird von Thalmaier (2002) eingebracht, vgl. Thalmaier (2002), S. 173.

bedingte Kündigungen auf Grund wirtschaftlicher Krisen im öffentlichen Sektor kaum vorstellbar. Zum zweiten sind Beschäftigte im öffentlichen Dienst, die mindesten 15 Jahre Betriebszugehörigkeit und das 40. Lebensjahr erreicht haben, nur bei persönlichem Fehlverhalten kündbar.<sup>302</sup>

Weiterhin sollen nur Befragte berücksichtigt werden, die in einem Arbeitsverhältnis stehen. Für Nichterwerbstätige treten per definitionem keine Fehlzeiten auf. Deshalb werden nur abhängig Beschäftigte, die Voll- oder Teilzeitverträge haben, in die Untersuchung aufgenommen. Zudem werden Merkmalsträger, die durch unplausible Werte in den unabhängigen bzw. in der abhängigen Variablen auffallen, nicht berücksichtigt. Dies ist bspw. der Fall, wenn der Befragte angibt, mehr als 365 Tage im Jahr krankheitsbedingt gefehlt zu haben. Um eine in Bezug auf die Beschäftigungsstabilität homogene Stichprobe betrachten zu können, werden nur die Fehlzeiten von Personen betrachtet, die im Befragungsjahr 12 Monate Gehalt aus einem abhängigen Beschäftigungsverhältnis bezogen haben. Ansonsten besteht hier die Gefahr, die Fehlzeiten für Individuen mit einem Erwerbsspell von weniger als einem Jahr zu unterschätzen. Des Weiteren ergeben sich innerhalb der vorhandenen Wellen Restriktionen durch fehlende oder unvollständige Angaben in den berücksichtigten abhängigen oder unabhängigen Variablen.

Die multivariate Analyse erfolgt mittels verschiedener Regressionsmethoden, der Probit-Regression, der vollständigen und reduzierten Negbin-II-Regression für Paneldaten und der Zero-Inflated-Negbin-Regression. Wie zuvor schon erläutert, soll mit dem Probit-Modell der Einfluss der beschriebenen exogenen Variablen auf die Fehlwahrscheinlichkeit bestimmt werden. Die Erklärung der Anzahl der Fehltag wird durch ein für Zähldaten geeignetes Negbin-II-Modell geschätzt. Die Ergebnisse beider Verfahren sollen in den folgenden Abschnitten gegenübergestellt und diskutiert werden. Ausgangspunkt der Analyse ist das Gesamtsample, welches Angaben beider Erhebungsregionen beinhaltet und einen Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland zulässt. Im Anschluss wird, für die beiden Regionen getrennt, versucht, die Auswirkungen der erklärenden Variablen auf die abhängigen Variablen zu durchdringen. Die Einteilung der Teilpopulationen

---

<sup>302</sup> Vgl. Ichino/Riphahn (2004), S. 100.

ergibt sich aus der Überlegung, dass sich die Arbeitsmarktsituationen zwischen Ost- und Westdeutschland erheblich unterscheiden. Dies findet vor allem in einer unterschiedlich stark ausgeprägten Arbeitslosenquote ihren Ausdruck. Zudem ergibt sich bei der Betrachtung des Krankenstandes für Ostdeutschland ein untypischer Verlauf, der zuvor schon mit dem Transformationsprozess der dortigen Wirtschaft zu erklären versucht wurde.

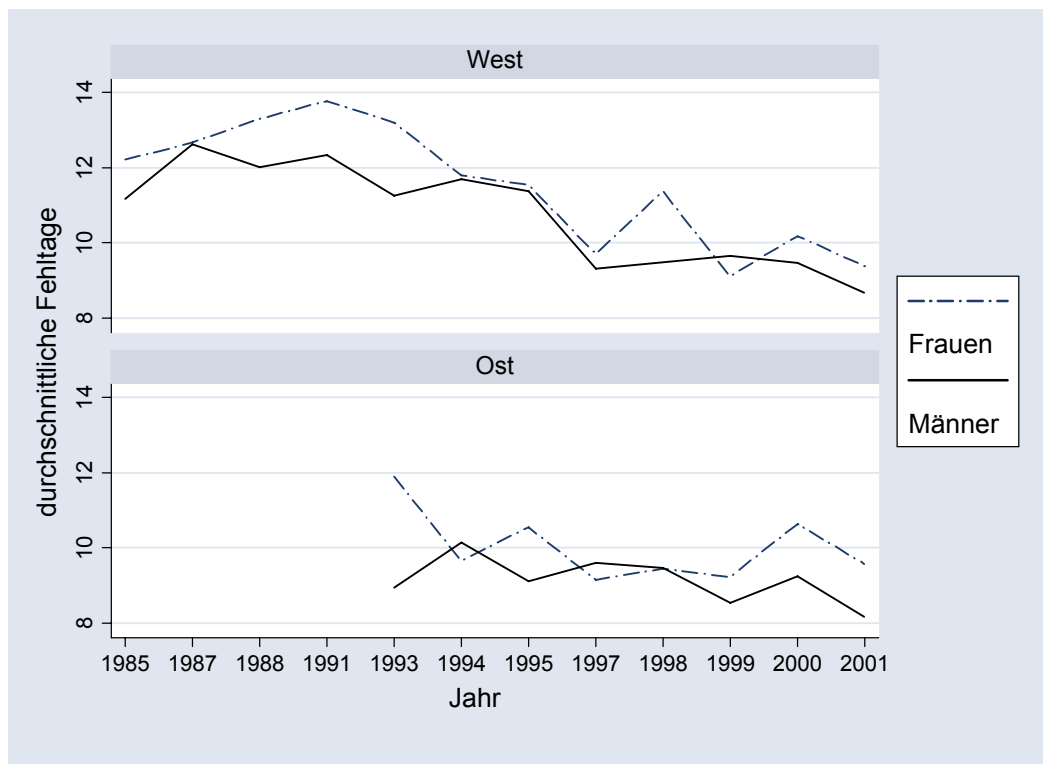
#### 4.5.3 Deskriptive Statistik

Die folgende Deskription des Datensatzes soll einen Überblick über das der Analyse zugrunde liegende Datenmaterial und die im Zusammenhang mit dieser Untersuchung stehenden Variablen geben.

Zentrale Bedeutung kommt den individuellen Fehlzeiten zu. Diese liegen im gesamtdeutschen Durchschnitt über alle in der Auswertung berücksichtigten Jahre bei 9,89 Tagen pro Jahr. Dabei weisen 57 % der Befragten mindestens einen Fehltag pro Jahr auf. Im Zeitablauf zeigt sich über den Beobachtungszeitraum eine abnehmende Tendenz (vgl. Abbildung 8). Zudem wird deutlich, dass Männer im Durchschnitt über die Jahre weniger Fehltage aufweisen als Frauen. Eine Ausnahme für die westdeutsche Teilpopulation stellt das Jahr 1999 dar, in dem die aggregierten Fehltage der männlichen Beschäftigten über denen der Frauen lagen. In Ostdeutschland (vgl. Abbildung 8) lagen die Fehltage der Männer ebenfalls überwiegend unter denen der Frauen. Ausnahmen bilden hier die Jahre 1994, 1997 und 1998



Abbildung 8: Vergleich der durchschnittlichen Fehlitage zwischen Männer und Frauen



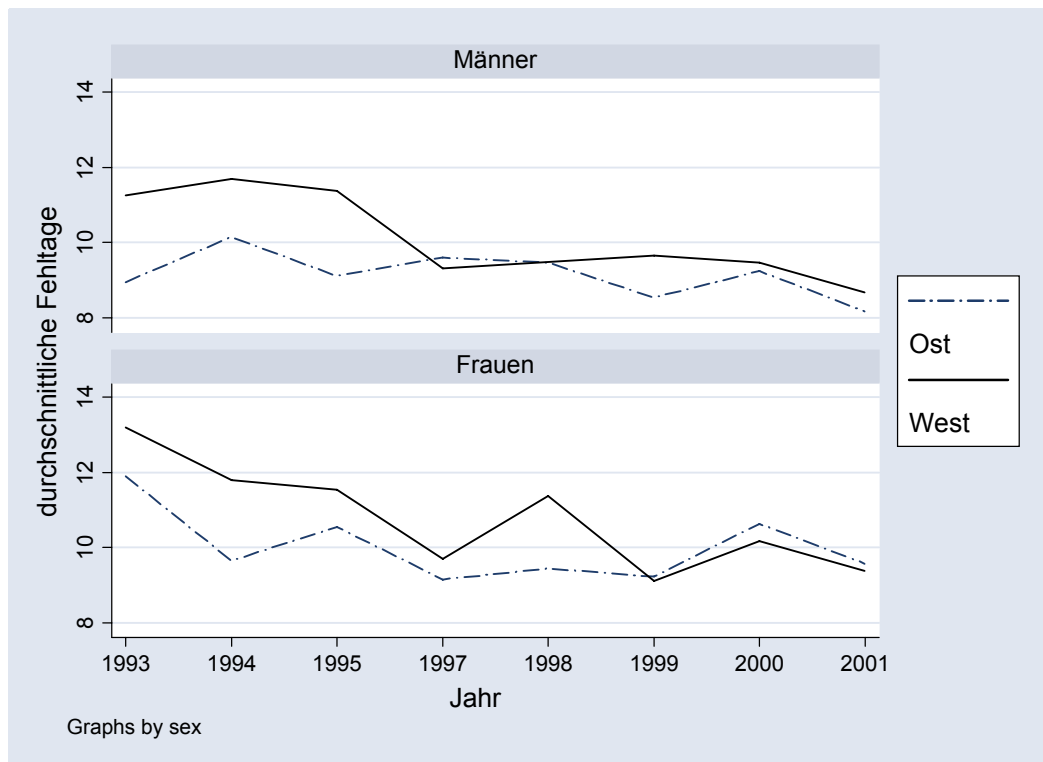
Quelle: Eigene Darstellung. Die Daten stammen vom Sozioökonomischen Panel.

Auch zwischen Ost- und Westdeutschen ist ein Unterschied feststellbar.<sup>303</sup> Für Ostdeutsche Männer wurden durchschnittlich 9,12 Fehlitage, für Westdeutsche Arbeitnehmer 10,64 errechnet. Auch dieser Befund ist über die betrachteten Jahre relativ stabil, wobei sich die Fehlitage im Osten denen im Westen angenähert haben. Von einer Differenz von 2,3 zusätzlichen Fehltagen im Westen im Jahr 1993 reduzierte sich der Abstand auf einen halben zusätzlichen Tag pro Jahr bis 2001. Für das Jahr 1997 lassen sich um 0,3 Tage leicht höhere Fehlitage für Männer aus dem Osten Deutschlands feststellen. Auch die Frauen unterscheiden sich in ihrem Fehlzeitenverhalten je nach Befragungsregion. Im Durchschnitt fehlen Frauen der Alten Bundesländer mit 11,26 Tagen häufiger als Frauen in den Neuen Ländern mit rund 10 Tagen. Allerdings ist dieser Befund über die Zeit nicht einheitlich. Liegen die ostdeutschen Werte bis 1998 noch unter den

<sup>303</sup> Für den Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland werden nur die Jahre 1993 bis 2001 herangezogen. Für diese liegen für beide Befragungsregionen Angaben zu den diskutierten Variablen vor.

westdeutschen, ergeben sich in den verbleibenden drei Beobachtungsjahren für ostdeutsche Frauen höhere Werte.

Abbildung 9: Vergleich der durchschnittlichen Fehltag zwischen Ost- und Westdeutschland



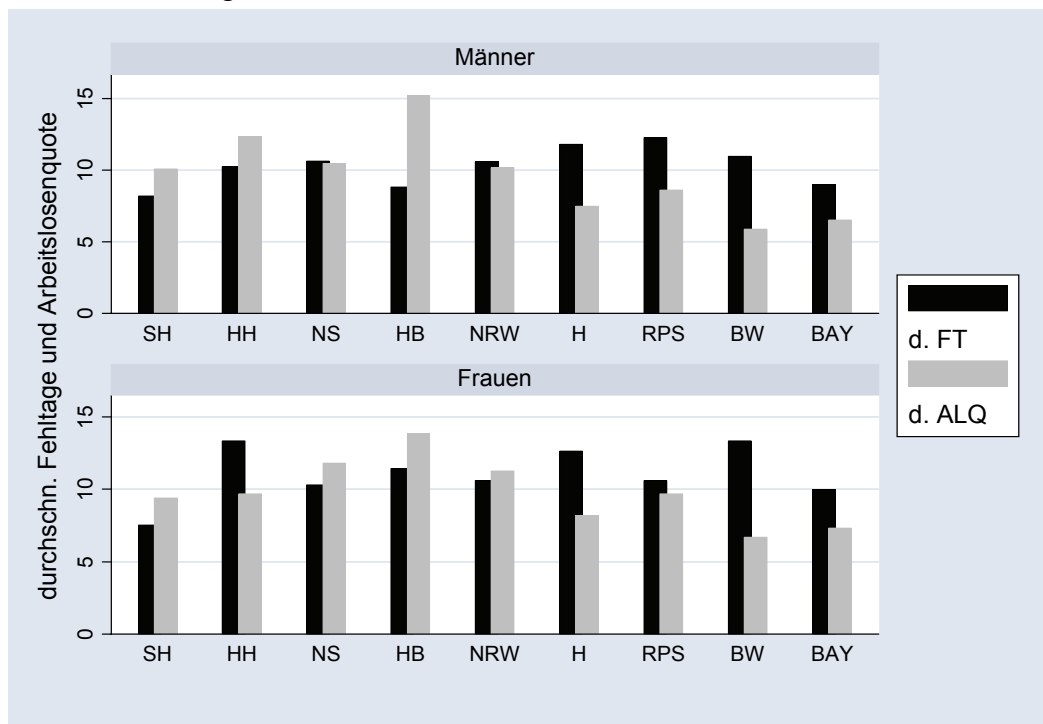
Quelle: Eigene Darstellung. Die Daten stammen vom Sozioökonomischen Panel. Arbeitslosenquote

Die Arbeitslosenquoten, welche für Männer und Frauen getrennt nach Bundesländern auf Jahresbasis erhoben wurden, unterscheiden sich erheblich zwischen den einzelnen Bundesländern. Im Mittel beträgt sie 9,91 % und variiert zwischen 3,20 (Arbeitslosenquote der Männer in Baden-Württemberg, 1991) und 25,20 % (Arbeitslosenquote der Frauen in Sachsen-Anhalt, 1997).

Die deskriptive Betrachtung der Fehlzeiten zeigt, dass die Arbeitslosenquote den zuvor postulierten Einfluss – zumindest auf deskriptiver Ebene – nicht ausübt und dass hohe Arbeitslosenquoten im Bundeslandvergleich nicht zu geringeren Fehlzeiten führen. So ist der Zusammenhang zwischen den durchschnittlichen Arbeitslosenquoten und den durchschnittlichen Fehltagen der Bundesländer nicht eindeutig. Bspw. hat Hamburg mit 12,35 % die höchste durchschnittliche Arbeitslosenquote der Alten Bundesländer bei den Männern im Betrachtungszeitraum, aber mit 11,95 Tagen die zweithöchsten durchschnittlichen Fehltag.

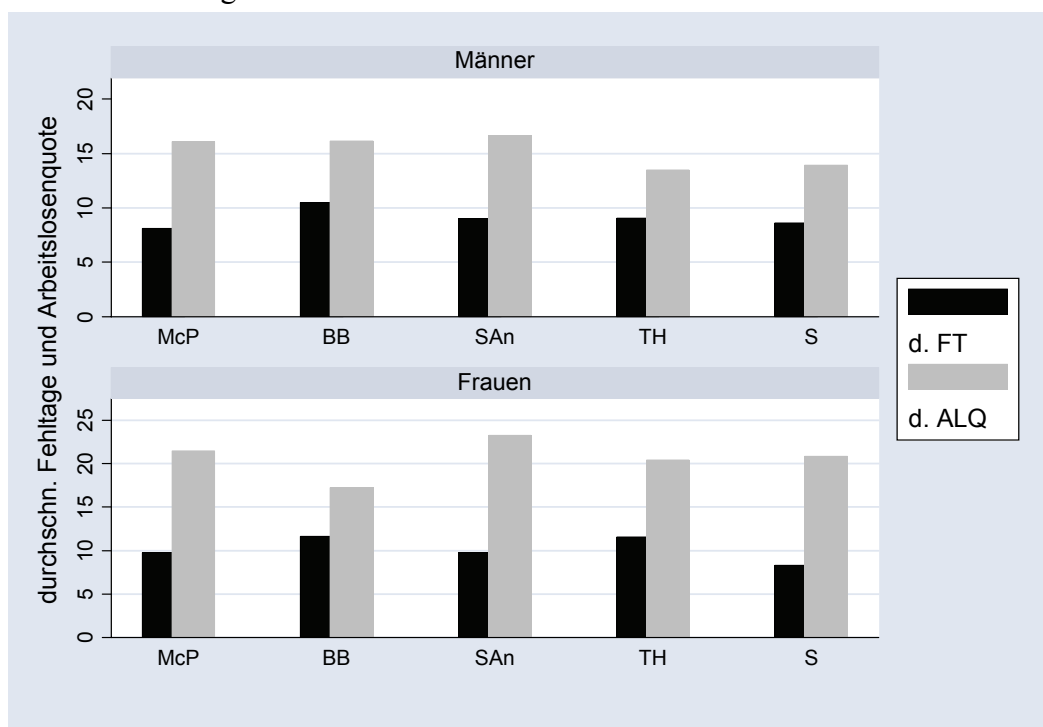
Abbildung 10 verdeutlicht das uneinheitliche Bild für westdeutsche Männer und Frauen, Abbildung 11 für Männer und Frauen in Ostdeutschland.

Abbildung 10: Durchschnittliche Arbeitslosenquote und durchschnittliche Fehltagelänge für die westdeutschen Bundesländer



Quelle: Eigene Darstellung. Die Daten stammen vom Sozioökonomischen Panel.

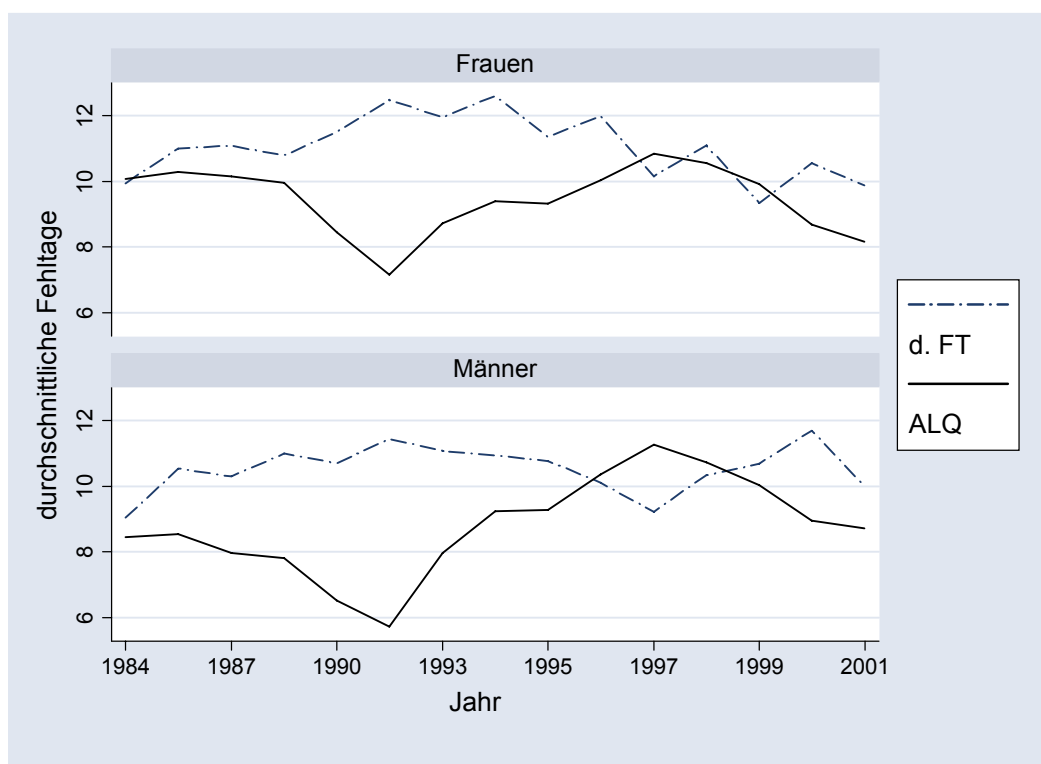
Abbildung 11: Durchschnittliche Arbeitslosenquote und durchschnittliche Fehltagelänge für die ostdeutschen Bundesländer



Quelle: Eigene Darstellung. Die Daten stammen vom Sozioökonomischen Panel.

Hingegen zeigt Betrachtung der auf Jahresbasis aggregierten Werte der Arbeitslosenquoten und Fehltagen, dass die Fehlzeiten mit steigenden Arbeitslosenquoten abnehmen und vice versa (vgl. Abbildung 12). Das legt die Vermutung nahe, dass nicht die absolute Höhe der Arbeitslosigkeit einen Einfluss auf das Fehlzeitenverhalten ausübt, sondern, ausgehend vom jeweiligen Niveau, die Änderungen in der Arbeitslosenquote das Verhalten der Arbeitnehmer beeinflussen.<sup>304</sup> Der Korrelationskoeffizient zwischen den auf Jahresniveau aggregierten Fehltagen und Arbeitslosenquoten zeigt für Männer (Korrelationskoeffizient -0,45) und Frauen (-0,31) im Westsample ein schwach positiven und hoch signifikanten Zusammenhang.

Abbildung 12: Arbeitslosenquote und durchschnittliche Fehltag für Westdeutschland



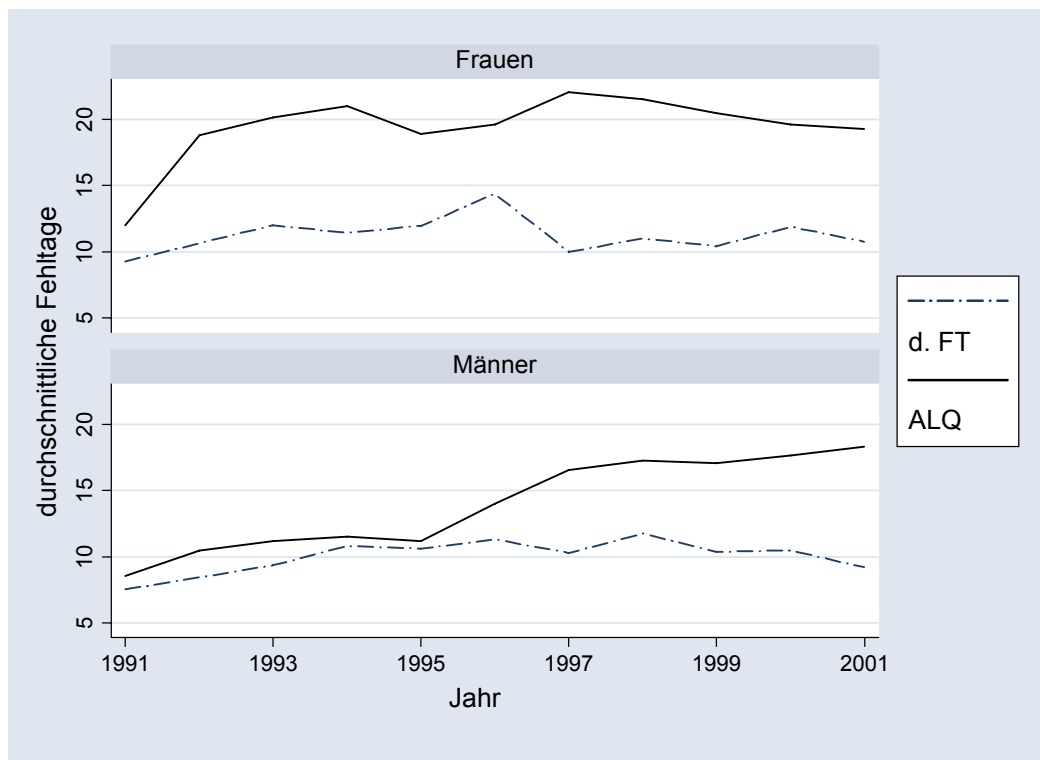
Quelle: Eigene Darstellung. Die Daten stammen vom Sozioökonomischen Panel.

Ähnliche Befunde lassen sich für die ostdeutsche Stichprobe konstatieren. Die Korrelationskoeffizienten bestätigen auch hier – mit einem Korrelationskoeff-

<sup>304</sup> Eine ähnliche Beobachtung machen Ichino und Maggi (2000), vgl. Ichino/Maggi (2000), S. 1086. Sie stellen trotz erheblich höherer Arbeitslosigkeit im Süden Italiens gleichzeitig höhere Fehlzeiten als im Norden für Mitarbeiter einer italienischen Bank fest.

fizienten von  $-0,44$  für Männer und  $-0,31$  für Frauen – einen ebenfalls schwachen aber signifikant positiven Zusammenhang zwischen beiden Variablen.

Abbildung 13: Arbeitslosenquote und durchschnittliche Fehltag für Ostdeutschland



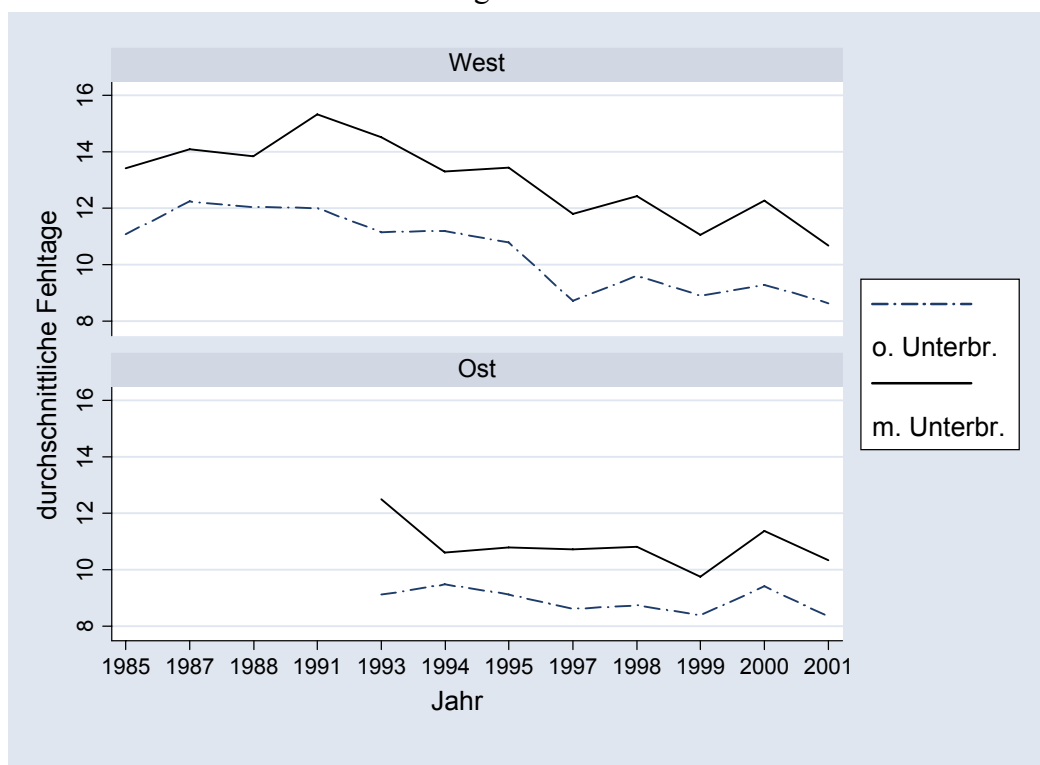
Quelle: Eigene Darstellung. Die Daten stammen vom Sozioökonomischen Panel.

### Unterbrechung

Im Gesamtsample sind im Schnitt rund 28 % der betrachteten Arbeitnehmer mindestens einmal von Arbeitslosigkeit betroffen.

Beim Vergleich der Fehlzeiten von Arbeitnehmern mit und ohne Arbeitslosigkeitsphasen wird deutlich, dass Arbeitnehmer mit mindestens einer Unterbrechung im Durchschnitt öfter fehlen als die Arbeitnehmer der Vergleichsgruppe. Im Ostsample fällt die Differenz zwischen Beschäftigten mit Unterbrechung und durchgängig Beschäftigten mit rund 1,9 Tagen geringer aus als im Westen mit 2,7 Tagen. Die Abbildung 14 gibt einen visuellen Überblick.

Abbildung 14: Durchschnittliche Fehltagge für Arbeitnehmer mit und ohne Erwerbsunterbrechung



Quelle: Eigene Darstellung. Die Daten stammen vom Sozioökonomischen Panel.

Der inflationsbereinigte durchschnittliche Bruttostundenlohn liegt im Gesamtsample bei 24,34 DM. Die Differenz aus gewünschter und tatsächlicher Arbeit, die den Wunsch nach einer geringeren Arbeitszeit abbildet, ist bei rund 62 % des Gesamtsamples zu beobachten (Vgl. nachfolgend Tabelle 1). Rund 3 % der Arbeitsverträge im Gesamtsample sind befristet. Betriebe mit über 20 Mitarbeiter bis 200 Arbeitnehmern machen mit 31 % den größten Anteil in der Stichprobe aus. Die anderen Betriebsgrößenklassen – Betriebe mit 1 bis 20, über 200 bis 2000 und Betriebe mit über 2000 Beschäftigten – weisen jeweils einen Anteil von 23 % auf. Die durchschnittliche Betriebszugehörigkeitsdauer beträgt 10,08 Jahre und das Durchschnittsalter liegt bei 39,68 Jahren. Der Anteil der Frauen im Datensatz beträgt 38 %, der der Männer damit 62 %. Die Befragten weisen im Durchschnitt mit 7,05 eine hohe Zufriedenheit mit ihrer Gesundheit auf. Der Anteil der Behinderten beträgt im Gesamtsample 6 %.

Tabelle 1: Deskriptive Statistik für die Hauptstichprobe

	Mittelwert	Min	Max	STD
Arbeitsunfähigkeitstage	9,89	0	365	22,39
Arbeitsunfähigkeitstage ja/nein	0,57	0	1	
Arbeitslosenquote	9,91	3,20	25,20	3,95
Große Sorgen	0,12	0	1	
Einige Sorgen	0,41	0	1	
Keine Sorgen	0,47	0	1	
Unterbrechung	0,28	0	1	
Ln_Lohn	24,34	0,79	329,39	13,51
Differenz	0,62	0	1	
Befristung	0,03	0	1	
Betriebsgröße bis 20	0,23	0	1	
Betriebsgröße >20 bis 200	0,31	0	1	
Betriebsgröße >200 bis 2000	0,23	0	1	
Betriebsgröße >2000	0,23	0	1	
Betriebszugehörigkeitsdauer	10,08	0	49,70	10,08
Alter	39,68	17	71	10,85
Geschlecht	0,62	0	1	
Zufriedenheit mit Gesundheit	7,05	0	10	1,99
Behinderung	0,06	0	1	
Familienstand	0,65	0	1	
Kinder	0,37	0	1	
Nationalität	0,89	0	1	
Keine Ausbildung	0,17	0	1	
Lehre	0,69	0	1	
Studium	0,14	0	1	
Arbeiter	0,46	0	1	
Angestellter	0,54	0	1	
Region	0,87	0	1	

Der Anteil der Befragten, die verheiratet sind, beträgt 65 %, wobei 37 % der Befragten in einem Haushalt mit Kindern unter 16 Jahren leben. Der Anteil der Befragten nichtdeutscher Nationalität beträgt 11 %. In Bezug auf das Ausbildungsniveau ist folgendes festzustellen: 17 % der Befragten verfügen über keine Berufsausbildung, 69 % können eine solche Ausbildung vorweisen und 14 % haben ein Studium absolviert. Der Datensatz enthält 54 % Befragte, die sich

in einem Angestelltenverhältnis befinden. Die Stichprobe teilt sich zu 87 % in das Westdeutsche und entsprechend zu 13 % in das ostdeutsche Teilsample.

#### 4.5.4 Schätzergebnisse

Für die Beantwortung der Frage nach dem Einfluss der Arbeitslosenquote auf das individuelle Fehlzeitenverhalten werden zunächst die Ergebnisse des gepoolten Samples präsentiert (vgl. Tabelle 2). Im Anschluss erfolgt eine separate Betrachtung der Subsample für West- und Ostdeutschland (vgl. Tabelle 3 und Tabelle 4). Die empirische Strategie zur Überprüfung der zuvor formulierten Hypothesen beinhaltet die Betrachtung der Fehlwahrscheinlichkeit – hier ist die abhängige Variable die Wahrscheinlichkeit mindestens einen Tag im Jahr zu fehlen oder nicht – und die Analyse des Umfangs an Fehlzeiten, ausgedrückt in der Anzahl der Fehltage innerhalb eines Jahres. Um die Einflüsse der erklärenden Variablen auf Fehlwahrscheinlichkeit erklären zu können, wird ein Random-Effects Probit-Modell verwendet. Im zweiten Schritt werden zwei für Zähldaten zulässige Negbin-Modelle – und zwar das oben beschriebene Negbin-II-Modell mit Random-Effects und das Zero-Inflated-Negbin-Modell für gepoolte Daten – geschätzt. Da das für diese Arbeit verwendete Statistikpaket *Stata 7.0* die Möglichkeit für individuenspezifische Heterogenität zu prüfen im Zero-Inflated-Negbin-Modell nicht bietet, wird, um die Robustheit der Ergebnisse zu prüfen, ein Negbin-II-Modell für Random-Effects unter Vernachlässigung der Befragten, die keine Fehltage aufweisen, angewendet.

Um den disziplinierenden Einfluss eines möglichen Arbeitsplatzverlustes darstellen zu können, werden zwei Variablen Verwendung finden. Das dargelegte empirische Vorgehen wird zum einen mit der regionalen Arbeitslosigkeit in Form der geschlechterspezifischen Arbeitslosigkeit auf Ebene der Bundesländer als auch mit der von den Befragten selbst berichteten Arbeitsplatzsicherheit separat durchgeführt. In beiden Varianten erfährt die Variable „Unterbrechung“ Berücksichtigung, die als Indikator für die Selektionshypothese zu betrachten ist.

Tabelle 2 soll einen ersten Überblick über die Schätzergebnisse geben und stellt die Ergebnisse des Probit-, Negbin-, Zero-Inflated-Negbin- und Negbin-Modells



ohne Berücksichtigung der Befragungspersonen, die keine Fehltag aufweisen, gegenüber.<sup>305</sup>

Der Likelihood-Ratio-Test für gepoolte Stichproben (LR-Test-Pooled) liefert in allen drei Sample ausreichende Hinweise für das Vorliegen unbeobachteter Heterogenität, sowohl für die Probit-Schätzung als auch für die verwendeten Negbin-Modelle. Damit erweist sich die Verwendung eines Random-Effects-Schätzers als gerechtfertigt. Ebenfalls zeigt der Likelihood-Ratio-Test auf Überstreuung (LR-Test-OV) in den drei Stichproben für die Negbin-Schätzungen eine signifikante Überstreuung und damit die Nutzung einer Negbin-Spezifikation – gegenüber eines Poisson-Modells – an (vgl. Tabelle 2, Tabelle 3 und Tabelle 4).

Die Übersicht bestätigt für die Probit-Regression im Gesamtsample die Hypothese, dass mit steigender Arbeitslosigkeit die Wahrscheinlichkeit, wenigstens einen Tag zu fehlen, abnimmt. Der marginale Effekt deutet darauf hin, dass sich die Fehlwahrscheinlichkeit bei einer Veränderung der durchschnittlichen Arbeitslosenquote von 10,14 % um 0,7 % reduziert. Der die Fehlzeiten reduzierende Einfluss bestätigt sich ebenfalls für die Negbin-Regression. Auch hier bewirkt eine Zunahme der Arbeitslosigkeit ein Reduktion der Fehltag und steht damit in Übereinstimmung mit der aus der Effizienzlohntheorie abgeleiteten Disziplinierungshypothese. Die marginale Veränderung der Arbeitslosenquote beträgt rund 0,2 Tage. Hingegen stellt sich unter Verwendung des Zero-Inflated-Negbin-Modells ein für die Anzahl der Fehltag positiv signifikanter Effekt ein, wohingegen die Arbeitslosigkeit einen signifikant erhöhenden Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit ausübt, keinen Tag im Jahr zu fehlen. Das bedeutet, dass sich der vermutete Disziplinierungseffekt für die Fehlwahrscheinlichkeit bestätigt. Hingegen erweist sich die Hypothese in Bezug auf die Anzahl der gefehlten Tage in Folge des positiven Zusammenhangs als empirisch nicht haltbar. Der marginale Gesamteffekt der Arbeitslosenquote hingegen erweist sich im Vorzeichen als Fehltag mindernd, ist aber insignifikant. Der Vuong-Test, der Auskunft darüber gibt, ob ein Zero-Inflated-Modell gegenüber einer Negbin-Spezifikation zu bevorzugen ist, spricht für die Verwendung des Zero-Inflated-Modells. Der Likelihood-Ratio-Test-Z (LR-Test-Z) empfiehlt, dem Zero-Inflated-Poisson- ein

---

<sup>305</sup> Die vollständige Schätzgleichung ist im Anhang in der Tabelle 2 einzusehen.

Zero-Inflated-Negbin-Modell vorzuziehen. Ebenfalls keine signifikante Wirkung erreicht der Koeffizient für die Arbeitslosenquote in der Negbin-Spezifikation, in der die Befragten ohne einen Fehltag keine Berücksichtigung fanden.

Die Ergebnisse, die sich aus der Analyse des Gesamtsamples ergaben, bestätigen sich in der Auswertung des Westsamples (vgl. Tabelle 3). Auch hier ist der die Fehlzeiten reduzierende Einfluss der Arbeitslosenquote auf die Fehlwahrscheinlichkeit bzw. die Fehltag offenbar. Die sich aus der Änderung der durchschnittlichen Arbeitslosenquote von 8,61 % ergebene Wahrscheinlichkeitsveränderung beträgt im Probit-Modell -0,9 %. Hingegen führt eine marginale Erhöhung der Arbeitslosenquote im Negbin-Modell zu einer Abnahme der Fehltag um rund 0,25 Tage. Konterkariert werden die in Übereinstimmung mit der Effizienzlohntheorie stehenden Befunde durch die Ergebnisse des Zero-Inflated-Negbin-Modells und der Negbin-Schätzung ohne Befragte mit keinem Fehltag. Auch hier ist, wie in der Schätzung für das Gesamtsample, im Zero-Inflated-Modell ein signifikant positiver Effekt der Arbeitslosenquote auf die Fehltag und ein signifikant positiver Effekt auf die Wahrscheinlichkeit keinen Fehltag aufzuweisen, ersichtlich. Der marginale Gesamteffekt zeigt wiederum keine signifikante Wirkung. Die Vorteilhaftigkeit eines Zero-Inflated-Modells gegenüber einer Negbin-Spezifikation ist auch hier durch den Vuong-Test angezeigt. Die Negbin-Schätzung ohne die Befragten mit keinem Fehltag bestätigt eine fehlende Reaktion der Fehltag durch eine steigende Arbeitslosenquote.

Im Ostsample zeigt die Probit-Schätzung keinen signifikanten Einfluss der Arbeitslosenquote auf die Fehlwahrscheinlichkeit (vgl. Tabelle 4). Für die Negbin-Regression ist ein schwach signifikant negativer Einfluss zu konstatieren. Hier führt die marginale Erhöhung der durchschnittlichen Arbeitslosenquote (17,22 %) zu einer Reduktion der Fehltag um rund 0,09 Tage und ist damit deutlich geringer als im Westsample. Ebenfalls lässt sich für die Arbeitslosenquote kein Einfluss auf das Fehlzeitenverhalten in der Zero-Inflated-Negbin- -Spezifikation und der Negbin-Spezifikation ohne die Beobachtungen, die keinen Fehltag aufweisen, bestätigen.

Tabelle 2: Arbeitslosenquote Gesamtsample (kurz)

	Probit		NEGBIN		ZINB		NEGBIN o.	
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.
Arbeitslosenquote	-0.018 (5.16)***	-0.007 (5.16)***	-0.019 (7.31)***	-0.182 (7.27)***	0.009 (3.50)***	-0.028 (1.11)	0.001 (0.65)	0.025 (0.65)
Unterbrechung	0.161 (6.26)***	0.062 (6.29)***	0.136 (8.19)***	1.361 (7.88)***	0.130 (7.94)***	1.812 (9.83)***	0.041 (2.63)***	0.712 (2.61)***
Inflate:								
Arbeitslosenquote					0.031 (10.57)***			
Unterbrechung					-0.163 (5.74)***			
N of Observations				37095				21030
N of Persons				10903				8294
Log Likelihood	-22967.15		-106187.25		-103329		-78881.38	
Wald-Test	1264.94		3479.19		4596		1589.97	
LR-Test-Pool	2508.16		859.30				4743.31	
LR-Test-OV			6.26				2.96	
Young					54			
LR-Test-Z					297619			

Absolute value of z statistics in parentheses; \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

Tabelle 3: Arbeitslosenquote Westsample (kurz)

	Probit		NEGBIN		ZINB		NEGBIN o.	
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.
Arbeitslosenquote	-0.024 (5.69)***	-0.009 (5.69)***	-0.025 (8.26)***	-0.249 (8.19)***	0.013 (4.21)***	-0.038 (1.21)	0.001 (0.44)	0.020 (0.44)
Unterbrechung	0.175 (5.93)***	0.066 (6.02)***	0.140 (7.55)***	1.437 (7.25)***	0.135 (7.46)***	1.867 (9.02)***	0.039 (2.25)**	0.671 (2.23)**
Inflate:								
Arbeitslosenquote					0.045 (8.65)***			
Unterbrechung					-0.166 (5.11)***			
N of Observations				30514				17750
N of Persons				8862				6797
Log Likelihood	-18711.32		-88701.19		-86337		-66481.98	
Wald-Test	1027.88		2932.24		4296		1455.86	
LR-Test-Pool	2166.23		825.83				3938.37	
LR-Test-OV			5.08				2.46	
Young					49			
LR-Test-Z					247836			

Absolute value of z statistics in parentheses; \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

Tabelle 4: Arbeitslosenquote Ostsample (kurz)

	Probit		NEGBIN		ZINB		NEGBIN o.	
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.
Arbeitslosenquote	-0.004 (0.54)	-0.001 (0.54)	-0.010 (1.65)*	-0.086 (1.65)*	-0.003 (0.51)	-0.073 (1.18)	-0.002 (0.45)	-0.040 (0.45)
Unterbrechung	0.106 (2.05)**	0.042 (2.06)**	0.107 (2.74)***	0.921 (2.71)***	0.117 (2.92)***	1.528 (3.72)***	0.057 (1.55)	1.004 (1.55)
Inflate:								
Arbeitslosenquote					0.012 (1.23)			
Unterbrechung					-0.134 (2.21)**			
N of Observations				6581				3280
N of Persons				2095				1528
Log Likelihood	-4221.13		-17392.97		-16847		-12374.84	
Wald-Test	228.81		502.55		468		183.74	
LR-Test-Pool	303.87		52.61				761.24	
LR-Test-OV			1.13				0.47	
Young					23			
LR-Test-Z					46970			

Absolute value of z statistics in parentheses; \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

Mit dem Likelihood-Ratio-Test für gepoolte Stichproben (LR-Test-pooled) kann in allen drei Samples, in denen die Arbeitsplatzunsicherheit über die Sorgen um den eigenen Arbeitsplatz abgebildet wird, die Hypothese, dass keine individuelle Heterogenität vorliegt, verworfen werden. Das Vorliegen unbeobachteter Heterogenität gilt sowohl für die Probit-Schätzung als auch für die verwendeten Negbin-Modelle. Damit erweist sich die Verwendung eines Random-Effects-Schätzers als gerechtfertigt. Ebenfalls wird durch den Likelihood-Ratio-Test auf Überstreuung (LR-Test-OV) in den drei Stichproben für die Negbin-Schätzungen eine signifikante Überstreuung deutlich, was die Nutzung einer Negbin-Spezifikation als erforderlich erscheinen lässt (vgl. Tabelle 5, Tabelle 6 und Tabelle 7).

Die Abbildung der disziplinierenden Wirkung eines möglichen Arbeitsplatzverlustes durch die von den Befragten empfundenen Sorgen um den eigenen Arbeitsplatz ist für das Gesamtsample aus Tabelle 5 zu entnehmen. Die Ergebnisse des Probit- und des vollständigen Negbin-Modells können keine signifikanten Einflüsse offenbaren. Hingegen liefert das Zero-Inflated-Modell empirische Evidenz für die mit zunehmender Sorge – „Große Sorgen“ im Vergleich zu „Keine Sorgen“ – steigenden Fehltagen durch einen signifikanten Schätzkoeffizienten. Allerdings ist für die Wahrscheinlichkeit keinen Fehltag aufzuweisen keine signifikante Beziehung zu den Sorgen um den Arbeitsplatz zu erkennen. Auch hat der marginale Effekt für die Dummyvariable „Große Sorgen“ keine statistische Relevanz. Die Teststatistik in Form des Vuong-Tests indiziert das extensive Auftreten von Nullen in der abhängigen Variable und spricht damit für die Verwendung des Zero-Inflated-Modells, wobei durch den Likelihood-Ratio-Test-Z die Verwendung eines Zero-Inflated-Negbin-Modells empfohlen wird. Die Resultate der reduzierten Negbin-Schätzung, ohne die Beobachtung von Nullen, widerlegen den signifikant positiven Schätzkoeffizienten, der zuvor festgestellt wurde. Stattdessen ist für die Dummyvariable „Einige Sorgen“ eine signifikant negative Reaktion auf die Anzahl der Fehltagen ausgewiesen, die in Übereinstimmung mit der Effizienzloohnhypothese steht. Demnach verringern sich die Fehltagen um 0,41 Tage, wenn einige Sorgen um den Arbeitsplatz bei den Befragten auftreten. Für den zweiten Indikator „Große Sorgen“ konnte kein signifikanter Zusammenhang festgestellt werden.

In der Stichprobe der westdeutschen Befragten sind für die Probit und die vollständige Negbin-Schätzung ebenfalls keine signifikanten Einflüsse der Sorgenindikatoren zu sehen. Zu insignifikanten Befunden kommt ebenfalls die um die Nullen reduzierte Negbin-Gleichung. Lediglich im Zero-Inflated-Ansatz stellt sich die Dummyvariable „Große Sorgen“ als signifikant positiv in Bezug auf die Anzahl der Fehltag heraus, allerdings erweist sich die marginale Veränderung als nicht signifikant. Weiterhin hat die Sorge um den Arbeitsplatz keine Auswirkung auf die Wahrscheinlichkeit keinen Fehltag vorzuweisen. Der Vuong und der Likelihood-Ratio-Test-Z begründen auch hier den Einsatz eines Zero-Inflated-Negbin-Modells.

Die Probit- und die vollständige Negbin-Schätzung des Ostsamples lassen keinen statistisch bedeutsamen Einfluss der Sorgen um die Arbeitsplatzsicherheit erkennen. In der Zero-Inflated-Negbin-Schätzung, die durch die entsprechenden Test ebenfalls präferiert wird, wirkt sich die Tatsache, dass die Befragten einige Sorgen um ihren Arbeitsplatz haben signifikant Fehltag mindernd aus. Der signifikante marginale Effekt beschreibt eine Minderung der Fehltag um 1,22 Tage für das Auftreten geringer Sorgen. Ebenfalls signifikant ist der Proxy für einige Sorgen in der reduzierten Negbin-Schätzung. Der marginale Effekt verweist auf um 1,32 Tage geringe Fehltag. Die für einige Sorgen zu verzeichnende Reduktion der Fehltag bestätigt die Hypothese aus der Effizienzlohntheorie. Keine Bestätigung der Hypothese findet sich hingegen in den letztgenannten Spezifikationen für den Indikator, der große Sorgen abbildet.

Tabelle 5: Sorgen Gesamtsample (kurz)

	Probit		NEGBIN		ZINB		NEGBIN o.	
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.
Große Sorgen	-0.007 (0.26)	-0.003 (0.26)	-0.026 (1.19)	-0.244 (1.20)	0.064 (2.90)***	0.384 (1.62)	0.011 (0.67)	0.191 (0.66)
Einige Sorgen	0.001 (0.06)	0.000 (0.06)	-0.008 (0.50)	-0.073 (0.50)	-0.020 (1.30)	-0.171 (1.07)	-0.024 (1.99)**	-0.408 (1.99)**
Unterbrechung	0.158 (6.09)***	0.061 (6.15)***	0.132 (7.90)***	1.314 (7.62)***	0.133 (8.07)***	1.806 (9.80)***	0.042 (2.69)***	0.725 (2.66)***
Inflate:								
Große Sorgen					0.055 (1.45)			
Einige Sorgen					-0.003 (0.10)			
Unterbrechung					-0.156 (5.46)***			
N of Observations				36513				20707
N of Persons				10820				8208
Log Likelihood	-22630.56		-104492.99		-101659		-77594.51	
Wald-Test	1233.35		3375.38		4536		1591.35	
LR-Test-Pool	2465.98		819.41				4624.02	
LR-Test-OV			6.11				2.88	
Young					54			
LR-Test-Z					290383			

Absolute value of z statistics in parentheses; \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%



Tabelle 6: Sorgen Westsample (kurz)

	Probit		NEGBIN		ZINB		NEGBIN o.		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	
Große Sorgen	-0.005 (0.15)	-0.002 (0.15)	-0.020 (0.85)	-0.199 (0.85)	0.057 (2.32)**	0.363 (1.38)	0.006 (0.34)	0.105 (0.34)	
Einige Sorgen	0.005 (0.23)	0.002 (0.23)	-0.004 (0.26)	-0.042 (0.26)	-0.001 (0.05)	0.019 (0.11)	-0.016 (1.24)	-0.270 (1.24)	
Unterbrechung	0.168 (5.64)***	0.064 (5.73)***	0.133 (7.15)***	1.360 (6.88)***	0.138 (7.62)***	1.852 (8.92)***	0.040 (2.30)**	0.685 (2.28)**	
Inflate:									
Große Sorgen					0.046 (1.05)				
Einige Sorgen					-0.008 (0.28)				
Unterbrechung					-0.155 (4.74)***				
N of Observations									17455
N of Persons									6714
Log Likelihood	-18407.64		-87166.37		-84827		-65308.14		
Wald-Test	992.05		2818.11		4242		1454.47		
LR-Test-Pool	2144.47		792.80				3843.18		
LR-Test-OV			4.96				2.40		
Young					49				
LR-Test-Z					241850				

Absolute value of z statistics in parentheses; \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

Tabelle 7: Sorgen Ostsamples (kurz)

	Probit		NEGBIN		ZINB		NEGBIN o.	
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.
Große Sorgen	-0.021 (0.34)	-0.008 (0.34)	-0.048 (0.92)	-0.403 (0.93)	0.030 (0.55)	-0.152 (0.29)	0.008 (0.19)	0.142 (0.19)
Einige Sorgen	-0.013 (0.28)	-0.005 (0.28)	-0.037 (0.87)	-0.312 (0.87)	-0.132 (3.07)***	-1.223 (2.82)***	-0.075 (2.22)**	-1.317 (2.18)**
Unterbrechung	0.109 (2.11)**	0.044 (2.11)**	0.112 (2.87)***	0.963 (2.83)***	0.122 (3.03)***	1.585 (3.84)***	0.057 (1.57)	1.012 (1.56)
Inflate:								
Große Sorgen					0.100 (1.22)			
Einige Sorgen					0.030 (0.45)			
Unterbrechung					-0.140 (2.30)**			
N of Observations				6526				3252
N of Persons				2093				1524
Log Likelihood	-4190.14		-17240.95		-16694		-12260.77	
Wald-Test	228.25		497.52		459		188.82	
LR-Test-Pool	292.57		45.71				739.25	
LR-Test-OV			1.12				0.46	
Young					23			
LR-Test-Z					45848			

Absolute value of z statistics in parentheses; \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

### Unterbrechung

Arbeitnehmer mit mindestens einer Erwerbsunterbrechung fehlen im Vergleich zu Arbeitnehmern ohne Unterbrechung mehr Tage im Jahr. Die Wahrscheinlichkeit, mindestens einen Tag im Jahr krankheitsbedingt zu fehlen, ist für Arbeitnehmer mit einer Unterbrechung der Erwerbskarriere ebenfalls deutlich und statistisch signifikant höher. Die Ergebnisse der Tabelle 2 bis Tabelle 7 stellen in sämtlichen Spezifikationen einen hoch signifikanten Einfluss dar. Dieser Eindruck ändert sich nicht durch die Auftrennung des Datensatzes in kleinere Unterstichproben. In der Gesamtsample erhöht sich die Wahrscheinlichkeit, wenn eine Erwerbsunterbrechung ausgewiesen ist, um 6,2 %. In der westdeutschen Unterstichprobe erhöht sich die Änderung auf 6,6 %, wohingegen sich die Wahrscheinlichkeit in der ostdeutschen Teilpopulation für Erwerbsunterbrecher um 4,2 % erhöht. Aus der vollständigen Negbin-Schätzung geht hervor, dass das Auftreten einer Unterbrechung einen marginalen Anstieg um 1,4 Tage im Gesamt- und im Westsample für die Anzahl der Fehltag bedeutet. Im Ostsample werden 0,9 mehr Tage erwartet. In der Zero-Inflated-Negbin-Regression erweist sich eine Erwerbsunterbrechung für die Wahrscheinlichkeit, keinen Fehltag zu verursachen, als signifikant negativ und damit als signifikant Fehlwahrscheinlichkeit fördernd. Im Hinblick auf die Anzahl der Fehltag wirkt die Unterbrechung signifikant positiv. Der aggregierte marginale Effekt deutet auf um 1,8 mehr Fehltag im gepoolten Sample, auf 1,9 mehr Fehltag in der westdeutschen Stichprobe und 1,5 zusätzliche Tage in Ostdeutschland hin. Ausgenommen die ostdeutsche Stichprobe tritt der Fehlzeiten fördernde Effekt auch in der reduzierten Negbin-Schätzgleichung auf, wenngleich die marginale Veränderung mit jeweils rund 0,7 zusätzlichen Fehltag für das gepoolte und das westdeutsche Sample geringer ausfällt als in den zuvor besprochenen Spezifikationen. Die Richtung der Vorzeichen und die Signifikanz des Unterbrechungsindikators verändern sich nicht, wenn die Sorgen um den Arbeitsplatz als erklärende Variablen aufgenommen werden (vgl. Tabelle 5, Tabelle 6 und Tabelle 7). Lediglich geringe Variationen sind in den Regressionskoeffizienten und damit auch in den marginalen Effekten zu beobachten.

Die aus der Effizienzlohntheorie abgeleitete Hypothese, dass eine ansteigende Arbeitslosenquote disziplinierend auf das Arbeitnehmerverhalten wirkt, kann nur

zum Teil bestätigt werden. So zeigen die Probit- und Negbin-Modelle des Gesamt- und Westsample die prognostizierten Vorzeichen, doch stellen sich in der Zero-Inflated- und der reduzierten Negbin-Regression in Bezug auf die Theorie kontraintuitive Ergebnisse ein. Zwar zeigt sich, dass mit steigender Arbeitslosenquote die Fehlwahrscheinlichkeit in der Zero-Inflated-Gleichung zurückgeht, aber der beobachtete und mit einer steigenden Arbeitslosenquote korrespondierende signifikante Anstieg der Fehltage ist mit der Disziplinierungshypothese nicht vereinbar. Eine mögliche Erklärung für diesen Zusammenhang könnte sein, dass sich der disziplinierende Effekt lediglich auf die Entscheidung auswirkt, sich krank zu melden oder nicht. Der positive Einfluss der Arbeitslosenquote auf die Anzahl der Fehltage könnte durch zunehmende physische und psychische Belastungen bei zunehmender Arbeitsplatzunsicherheit begründet werden, die ihren Ausdruck in höheren Fehltagen finden. Empirische Befunde für negative gesundheitliche Folgen einer zunehmenden Furcht vor sinkender Arbeitsplatzsicherheit stammen vor allem aus der psychologischen Forschung.<sup>306</sup>

Auch die Ergebnisse der Schätzgleichung, die die Sorgen um den eigenen Arbeitsplatz als Proxy für die Arbeitsplatzsicherheit nutzen, können die Disziplinierungshypothese weitestgehend nicht stützen.

Hingegen bestätigt sich, dass Arbeitnehmer, die in ihrem Erwerbsverlauf wenigstens eine Unterbrechung aufzeigen, signifikant höhere Fehlzeiten verursachen. Im Zusammenhang mit den uneinheitlichen Ergebnissen in Bezug auf die Wirkung der Arbeitslosenquote sowie der überwiegend nicht nachzuweisenden Wirkung der Sorgen um den eigenen Arbeitsplatz – und der damit verbundenen Ablehnung der Disziplinierungshypothese – sprechen die Ergebnisse teilweise für die Erklärungskraft der Selektionshypothese.

---

<sup>306</sup> Vgl. D'Souza et al. (2003), S. 852, Ferrie et al. (1998), S. 1032, Ferrie et al. (2001), S. 650, Ferrie et al. (2002), S. 452, Kivimäki et al. (2000), S. 974, Moore/Grunberg/Greenberg (2003), S. 18 f, Swaen et al. (2004), S. 446 f, Virtanen et al. (2000), S. 570 f, und Virtanen et al. (2003), S. 950.

### Lohn

Die Schätzergebnisse zeigen im Gesamt- und im Westsample sowohl in den Gleichungen mit der Arbeitslosenquote als auch in denen mit den Sorgenvariablen den postulierten nichtlinearen Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Fehltagen. Mit steigenden Löhnen nehmen die Fehlzeiten zunächst zu und fallen mit weiter steigenden Löhnen wieder ab. In beiden genannten Teilkollektiven sind allerdings für die reduzierte Negbin-Schätzung die Ergebnisse insignifikant. Ein nichtlinearer Zusammenhang zwischen Einkommen und Fehltagen und Einkommen und der Wahrscheinlichkeit keinen Tag zu fehlen zeigt sich auch in der Stichprobe der Ostdeutschen. Der hier beobachtbare Zusammenhang steht den vorherigen Ergebnissen insofern entgegen, dass sich der Effekt umkehrt. Mit steigendem Einkommen sinken hier zunächst die Fehltage im linearen Term – die Wahrscheinlichkeit keinen Tag zu fehlen sinkt – und steigen mit zunehmenden Einkommen wieder an. Jedoch zeigen die aggregierten marginalen Effekte keinen statistisch bedeutsamen Zusammenhang an. Ein mit steigendem Einkommen sinkender Umfang an Fehltagen spiegelt sich ebenfalls – dies gilt für die Spezifikationen mit der Arbeitslosigkeit als auch für die mit den Sorgen – in einem schwach signifikanten Koeffizienten in der reduzierten Negbin-Schätzung wider. Somit erfährt zumindest durch die Ergebnisse im Gesamtsample und im Westen die Hypothese von einem umgekehrt u-förmigen Zusammenhang zwischen Lohn und Fehltagen ihre Bestätigung.

### Differenz aus gewünschter und tatsächlicher Arbeitszeit

Hinsichtlich der Arbeitsangebotsentscheidung von Arbeitnehmern zeigt sich, dass Arbeitnehmer mit weniger gewünschten Arbeitsstunden als vertraglich vereinbart eine Anpassung mit Hilfe von Fehltagen vornehmen, in dem Sinne, dass sie als ein zu hoch empfundenen Arbeitsvolumen durch die Ausweitung der Fehltage reduzieren. In den Schätzgleichungen des Gesamtsamples und Westdeutschlands sind die Koeffizienten – mit Ausnahme der der Zero-Inflated- und der reduzierten Negbin-Schätzung – für weniger gewünschte Stunden positiv und hoch signifikant und bestätigen damit die theoretisch unterstellte Wirkung. In den Zero-Inflated-Gleichungen erweist sich der Schätzkoeffizient für die Anzahl der Fehltage als nicht signifikant. Hingegen reduziert sich die Wahrscheinlichkeit keinen Tag zu

fehlen für Arbeitnehmer mit weniger gewünschten Stunden in einem statistisch relevanten Maß. Der Schätzkoeffizient ist hoch signifikant – für Ostdeutsche schwach signifikant – von null verschieden. Das bewirkt, dass der aus beiden Effekten zusammengesetzte marginale Effekt die Fehltage ansteigen lässt. Dieser Effekt stellt sich im Ostsamples nicht ein. Für die ostdeutschen Befragten kann zudem in der vollständigen Negbin-Schätzung auf einen schwach signifikanten und positiven Einfluss verwiesen werden.

#### Befristete Verträge

Hinsichtlich der Anreizwirkung befristeter Verträge äußert sich der vermutete Zusammenhang in den negativen Vorzeichen der Schätzkoeffizienten der Probit- und der vollständigen Negbin-Modelle. Ausgenommen sind wiederum die Ergebnisse für Ostdeutschland. Hier lässt sich kein im statistischen Sinne relevanter Einfluss zeigen. Dies gilt ebenfalls für die Sample „West“ und „Gesamt“ im Falle der reduzierten Negbin-Regression. In der Zero-Inflated-Rechnung ist zwar der die Anzahl der Fehltage betreffende Koeffizient insignifikant, jedoch erhöht sich die Wahrscheinlichkeit keinen Tag zu fehlen signifikant. Dies führt zu einem im Aggregat signifikanten und die Fehltage senkenden marginalen Effekt.

#### Betriebsgröße

Einen Fehlzeiten fördernden Einfluss übt die Betriebsgröße aus. So sind für Betriebe in der kleinsten Größenklasse (bis 20 Beschäftigte) im Vergleich zu der größten Klasse (über 2000 Beschäftigte) signifikant geringere Fehlzeiten nachweisbar. Dieser Eindruck lässt sich auch in den einzelnen Unterstichproben verfolgen. In den westdeutschen Betrieben sind durchgehend hochsignifikante Unterschiede nachweisbar, im Osten in der reduzierten Negbin-Schätzung auf einem Signifikanzniveau von 5 %. Auch für die Betriebsgrößenklasse bis 200 Mitarbeiter lässt sich dieser Einfluss im Gesamtsample und im Westen bestätigen. Im Osten erhält man nur für die vollständige Negbin-Regression ein signifikant negatives Ergebnis. Die dritte Größenklasse, von über 200 bis zu 2000 Mitarbeitern, unterscheidet sich im Gesamtsample fast durchgängig von der Referenzkategorie. Ausgenommen sind aber die Spezifikationen, in der die Arbeitslosenquote als Proxy für die Arbeitsplatzsicherheit eingesetzt ist, der

Probit-Regression und der reduzierten Negbin-Schätzung. In Westdeutschland kann ein Fehltage reduzierender Effekt für die Zero-Inflated- und die Negbin-Regression gezeigt werden. Im Osten werden keine in Bezug relevanten Unterschiede zwischen Unternehmen von 200 bis zu 2000 Arbeitnehmern und denen mit über 2000 deutlich. Die überwiegend signifikanten Ergebnisse unterstützen die Hypothese, dass der Kontrolleffekt mit der Größe der Unternehmen abnimmt und damit die Entdeckungswahrscheinlichkeit von ungerechtfertigt in Anspruch genommenen Krankheitstagen.

#### Betriebszugehörigkeitsdauer

Für die Dauer der Betriebszugehörigkeit zeigt sich ein nichtlinearer Zusammenhang. Mit zunehmender Dauer steigen zunächst auch die Fehltage um dann mit weiter zunehmenden Jahren eine abfallende Tendenz zu zeigen. Die Schätzkoeffizienten weisen in den Teilpopulationen überwiegend signifikante Ergebnisse auf. Eine Ausnahme stellt das Ostsample dar, für die teilweise die Koeffizienten abweichende Vorzeichen besitzen aber auch nicht signifikant sind.

#### Alter

Die Wirkung des Alters auf die Fehltage steht in Übereinstimmung mit den Ergebnissen von *VandenHeuvel* und *Wooden* (1995), *Thalmaier* (2002) und *Barmby, Ercolani* und *Treble* (2004).<sup>307</sup> In den genannten Arbeiten wurde, wie auch in dieser, ein nichtlinearer Alterseffekt identifiziert. Steigt das Alter an, sinken die Fehlzeiten, bis sie mit weiter zunehmendem Alter wieder ansteigen. Dieser Zusammenhang bestätigt sich in allen Spezifikationen und drückt sich in durchgehend signifikanten Schätzkoeffizienten aus.

#### Geschlecht

Die Unterschiede zwischen den Geschlechtern zeigten sich bereits in der deskriptiven Betrachtung und bestätigen sich auch in der multivariaten Analyse. Dabei werden für die meisten Spezifikationen für die Variable Geschlecht in den betrachteten Teilstichproben durchgängig negative und hoch signifikante Koeffizienten ausgewiesen. Eine Ausnahme stellen die Zero-Inflated-Modelle dar.

---

<sup>307</sup> Vgl. *VandenHeuvel/Wooden* (1995), S. 1322 ff; *Thalmaier* (2002), S. 212 ff, und *Barmby/Ercolani/Treble* (2004), S. 81 f.

Die Wahrscheinlichkeit nicht zu fehlen wird hoch signifikant von der Geschlechtervariable positiv beeinflusst. Der Koeffizient der den Einfluss auf die Anzahl der Fehltag bestimmt, ist schwach oder nicht signifikant. Der aggregierte marginale Effekt macht aber eine signifikante Reduktion der Fehltag deutlich. Der fehlende Einfluss der Geschlechtervariable auf die Fehltag kommt auch in der reduzierten Negbin-Schätzung zum Ausdruck.

#### Zufriedenheit mit der Gesundheit

Eine hohe Zufriedenheit mit der Gesundheit schlägt sich in sinkenden Fehltag und in einer geringeren Fehltagwahrscheinlichkeit nieder. Für die Koeffizienten der Gesundheitsvariablen ergeben sich durchgängig negative und hoch signifikante Vorzeichen.

#### Behinderung

Für die Anzahl der Fehltag und die Wahrscheinlichkeit, dass die Befragten überhaupt fehlen, wird eine Behinderung als relevant erachtet. Das Vorliegen einer Behinderung erweist sich in allen Populationen als Fehltag und Fehltagwahrscheinlichkeit erhöhend. Eine Ausnahme ergibt sich für die reduzierte Negbin-Schätzung im Ostsampl. Das Vorliegen einer Behinderung hat hier keine Auswirkung auf die Anzahl der Fehltag.

#### Familienstand

Der für den familiären Hintergrund von *Winkelmann* (1996a) kolportierte Zusammenhang zwischen Fehlzeiten und Familienstand ist mit den verwendeten Daten des Sozioökonomischen Panels nicht nachzuvollziehen. Ausgenommen die Zero-Inflated-Negbin-Schätzung für das westdeutsche Sampl, in dem ein schwach signifikanter Anstieg der Fehltag und eine höhere Wahrscheinlichkeit nicht zu fehlen attestiert werden, gibt es keine weiteren Anzeichen für einen Zusammenhang zwischen Fehlzeitenverhalten und Familienstand.

#### Kinder

Ein Anzeichen, dass die Anwesenheit von Kindern das Fehlzeitenverhalten positiv, also Fehlzeiten fördernd, beeinflusst ergibt sich einzig aus den signifikanten Schätzkoeffizienten der vollständigen Negbin-Regression. Die



Koeffizienten der Variable sind in diesem Schätzverfahren in der Gesamt- und der westdeutschen Stichprobe signifikant von null verschieden.

#### Nationalität

Geringere Fehltagel und eine geringere Fehlwahrscheinlichkeit können für Arbeitnehmer mit deutscher Herkunft im Vergleich zu Befragten mit Migrationshintergrund nachgewiesen werden. Eine Ausnahme stellt hier der Osten dar, in dessen Untersuchungsgruppen keine signifikante Konsequenz der Nationalität ermittelt werden konnte.<sup>308</sup>

#### Berufsbildung

Der Vergleich des Berufsausbildungsniveaus belegt den Zusammenhang von Humankapital und Fehlzeiten. Im Kontrast zu Arbeitnehmern mit einer Berufsausbildung fehlen Arbeitnehmer ohne eine solche signifikant häufiger. Ein Sonderfall stellt auch hier wieder Ostdeutschland dar. Dort ist in einer geringeren beruflichen Qualifikation keine Ursache für ein Fehlzeiten erhöhendes Verhalten zu erkennen. Hingegen fehlen Befragte mit einem abgeschlossenem Hochschulstudium im Vergleich zu der Referenzkategorie fast allen Modellen signifikant weniger. Im westdeutschen Sample ergibt sich kein als signifikant zu beurteilender Effekt eines Hochschulstudiums auf die Fehlwahrscheinlichkeit. Dies spiegelt sich für die genannte Stichprobe auch in einem insignifikanten Schätzkoeffizienten im Zero-Inflated-Modell für die Wahrscheinlichkeit keinen Tag zu fehlen.

#### Region

Der Unterschied zwischen ost- und westdeutschen Befragten in Bezug auf das Fehlzeitenverhalten stellt sich uneinheitlich dar. So werden in Tabelle 12 und Tabelle 15 für die vollständige Negbin- und die Probit-Regression signifikant höhere Fehltagel bzw. Fehlwahrscheinlichkeiten ausgewiesen. Der Koeffizient der Zero-Inflated-Negbin-Regression ergibt, dass für die Anzahl der Fehltagel westdeutsche Befragte weniger Fehltagel aufweisen, hingegen ist die Wahrscheinlichkeit keinen Tag zu fehlen signifikant geringer. Der Schätzkoeff-

---

<sup>308</sup> Ein Grund dafür liegt wahrscheinlich in dem geringen Anteil ausländischer Arbeitnehmer im ostdeutschen Sample.

fizient der reduzierten Negbin-Regression weist ebenfalls einen reduzierenden Effekt aus.

#### 4.6 Das Risiko der Arbeitslosigkeit

Der vorherige Abschnitt widmete sich der Frage, ob die Arbeitslosigkeit einen disziplinierenden Einfluss auf das Fehlzeitenvolumen hat bzw. ob für Arbeitnehmer mit Erwerbsunterbrechung höhere Fehlzeiten zu verzeichnen sind. Beiden Hypothesen liegt die Vermutung zugrunde, dass das Entlassungsrisiko bzw. die Wahrscheinlichkeit einer Arbeitslosigkeit mit der Höhe der Fehlzeiten steigt. Der empirischen Überprüfung dieses Zusammenhangs widmen sich allerdings nur wenige Autoren. Bspw. findet *Hesselius* (2003) einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen Fehlzeitenvolumen und Arbeitslosigkeitsrisiko.<sup>309</sup> Hingegen kann *Arrow* (1994) keinen Zusammenhang zwischen beiden Variablen identifizieren.<sup>310</sup> Im abschließenden Teil dieser Arbeit soll diesem Zusammenhang wiederum mit Daten des Sozioökonomischen Panels nachgegangen werden.

Die zu testende Hypothese lautet:

H3: Arbeitnehmer mit höheren durchschnittlichen Fehlzeiten sind einem erhöhten Risiko ausgesetzt, aus dem Zustand der Beschäftigung in den Zustand der Arbeitslosigkeit zu wechseln.

##### 4.6.1 Variablenspezifikation

Im Sozioökonomischen Panel wird die Frage gestellt: „Waren sie im vergangenen Jahr arbeitslos gemeldet?“ (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung 2006, elektronische Version des Fragebogens).<sup>311</sup> Die Antwort auf diese Frage wird genutzt, um einen Wechsel aus einem Beschäftigungsverhältnis in den Zustand der Arbeitslosigkeit zu modellieren. Die Variable „Arbeitslos gemeldet“ erhält eine eins, wenn der Befragte die Frage bejaht und zuvor ein Beschäftigungs-

---

<sup>309</sup> Vgl. *Hesselius* (2003), S. 19 ff.

<sup>310</sup> Vgl. *Arrow* (1994), S. 136 f.

<sup>311</sup> Vgl. SOEP Group (2006).

verhältnis vorlag, und eine null, wenn die Frage unter den gleichen Bedingungen verneint wurde. Da es sich in diesem Fall wiederum um eine binär kodierte abhängige Variable handelt, wird ein Probit-Modell, welches die Wahrscheinlichkeit eines Zustandwechsels untersucht, geschätzt werden.<sup>312</sup>

Die Hypothese H3 postuliert einen positiven Einfluss der Fehlzeiten auf diese Wahrscheinlichkeit. Da für die Überprüfung der Fragestellung auch Individuen eingeschlossen werden, die keine 12 Monate in einem Jahr einem Beschäftigungsverhältnis nachgegangen sind, werden durchschnittliche monatliche Fehltagelänge als exogene Einflussvariable genutzt. D. h. die durchschnittlichen Fehltagelänge werden als Quotient aus Fehltagen pro Jahr und der Anzahl der Monate in Beschäftigung errechnet. Es wird unterstellt, dass eine Entlassungsentscheidung nicht aufgrund eines Jahres gefällt wird, sondern vielmehr die Erfahrung eines Arbeitgebers mit dem Fehlzeitenverhalten seiner Beschäftigten ausschlaggebend ist. Um dieses Erfahrungswissen zu approximieren, wird ein über die Beobachtungszeit der Befragten gemittelter Durchschnitt herangezogen. Dieser wird als gleitender Durchschnitt modelliert.<sup>313</sup>

Neben dem Einfluss der Fehlzeitenvariable soll für eine Reihe an demographischen, individuellen sowie betrieblichen Einflüssen kontrolliert werden. Für die Abbildung der Arbeitsmarktsituation kommt die schon für andere Fragestellungen genutzte Arbeitslosenquote zum Einsatz. Sie wird als erklärender Faktor für die makroökonomischen Rahmenbedingungen genutzt.<sup>314</sup> Es wird vermutet, dass mit sich verschlechternden Rahmenbedingungen, sprich mit einer steigenden Arbeitslosenquote, das Risiko der Arbeitslosigkeit steigt.

Im Rahmen der Matchingtheorie wird eine mit zunehmender Verweildauer in einem Unternehmen abnehmende Entlassungswahrscheinlichkeit unterstellt. Grund für diesen Zusammenhang ist das im Zeitablauf kumulierte gegenseitige

---

<sup>312</sup> Für eine Darstellung von Probit-Modellen vgl. Gliederungspunkt 4.4.1.

<sup>313</sup> Der gleitende Durchschnitt errechnet sich als Quotient aus kumulierten Fehltagen pro Monat und der Anzahl der Beobachtungsjahre. Hatte der Beobachtete bspw. im ersten Jahr durchschnittlich zwei Fehltagelänge pro Monat ergibt sich für das erste Beobachtungsjahr ein Wert von zwei. Lagen die Fehltagelänge im zweiten Jahr dagegen bei drei und im dritten Jahr bei zwei pro Monat, ergibt sich für das zweite Jahr ein Wert von 2,5 und für das dritte von 2,3 Tagen in der erklärenden Variable.

<sup>314</sup> Dabei wird die Arbeitslosenquote als Indikator für die wirtschaftliche Entwicklung interpretiert.

Wissen der Vertragspartner übereinander.<sup>315</sup> Diesem negativen Einfluss steht die Vermutung gegenüber, dass mit steigender Betriebszugehörigkeitsdauer das Entlassungsrisiko wieder zunimmt. Grund für die im weiteren Verlauf steigende Wahrscheinlichkeit ist die dynamische Entwicklung von Unternehmen und die damit verbundene Erneuerung unternehmensspezifischer Kenntnisse. Arbeitnehmer mit einer langen Unternehmenszugehörigkeit sind, so die Behauptung, weniger dazu in der Lage, sich verändernden Rahmenbedingungen anzupassen. Aus den genannten Gründen gehen sowohl die einfache als auch die quadrierte Betriebszugehörigkeitsdauer in die Schätzgleichung ein.

Die im Zusammenhang mit dem Umfang an Fehltagen vorgebrachte Argumentation in Bezug auf die Betriebsgröße soll auch für den Einfluss auf die Arbeitslosenwahrscheinlichkeit genutzt werden. Da die Überwachung in großen Unternehmen schwierig ist, werden vorhandene Produktivitätsnachteile einzelner Arbeitnehmer schwerer aufzudecken sein. Das bedeutet, dass ein unkonformes Verhalten gegenüber dem Unternehmen in größeren Betrieben die Entlassungswahrscheinlichkeit und damit das Risiko der Arbeitslosigkeit vermindern wird. Zudem dürften große Unternehmen eher in der Lage sein, Auslastungsschwankungen abzufedern und damit nicht sofort mit einer Anpassung der Mitarbeiterstärke auf veränderte ökonomische Bedingungen zu reagieren. Die Betriebsgröße wird wie vorher auch über die Größenklassendummies abgebildet. Es wird in größeren Unternehmen mit einer geringeren Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit gerechnet, was sich in negativen Koeffizienten der Dummies ausdrücken sollte.

Als Proxy für das allgemeine Humankapital gilt das Alter. In Bezug auf das Arbeitslosigkeitsrisiko wird bei steigendem Alter mit abnehmendem Risiko zu rechnen sein. Dieser negative Effekt könnte durch die altersbedingte Minderung der körperlichen Leistungsfähigkeit überkompensiert werden. Deshalb soll auch das Alter als nichtlinearer Zusammenhang in das Modell eingehen und ein einfacher und quadrierter Altersterm Verwendung finden. Es wird mit zunächst sinkendem und später wieder steigendem Risiko gerechnet.

---

<sup>315</sup> Vgl. Jovanovic (1979), S. 975, oder Jovanovic (1984), S. 109 f.

Als weiterer Humankapitalindikator wird der berufliche Bildungsabschluss berücksichtigt. Vermutet wird, dass mit höherer beruflicher Bildung das Risiko einer Arbeitslosigkeitsphase reduziert wird. Unterschieden wird in Arbeitnehmer ohne Berufsabschluss, mit abgeschlossener Lehre und Arbeitnehmer mit einem Hochschulstudium. Die beiden erstgenannten gehen in die Schätzgleichung als Dummyvariablen ein, und es wird ein positiver Effekt erwartet. Der Abschluss „Studium“ wird als Referenzkategorie genutzt.

Neben dem Alter soll auch das Geschlecht als persönlicher Einflussfaktor Eingang in die Schätzgleichung finden. Vermutet wird ein für Frauen höheres Risiko, in Arbeitslosigkeit einzutreten. Das höhere Risiko kann Ausdruck statistischer Diskriminierung sein. Frauen wird demnach eine aufgrund produktivitätsirrelevanter Eigenschaften eine geringere Produktivität unterstellt. Für Frauen wird im Vergleich zu Männern mit einem höheren Risiko gerechnet, was ein negatives Vorzeichen des Geschlechterdummys erwarten lässt.

Des Weiteren wird für die Betrachtung des Gesamtsamples ein Dummy für den Ost-West-Vergleich berücksichtigt. Wegen der in wirtschaftlicher Hinsicht strukturellen Nachteile im Osten wird für diese Regionen eine höhere Wahrscheinlichkeit erwartet. Um für die unterschiedlichen konjunkturellen Einflüsse der einzelnen Wirtschaftsbereiche, die nicht durch die Arbeitslosenquote aufgefangen werden, zu kontrollieren, werden Dummies für die Wirtschaftszweige verwendet.

#### 4.6.2 Sampleselektion

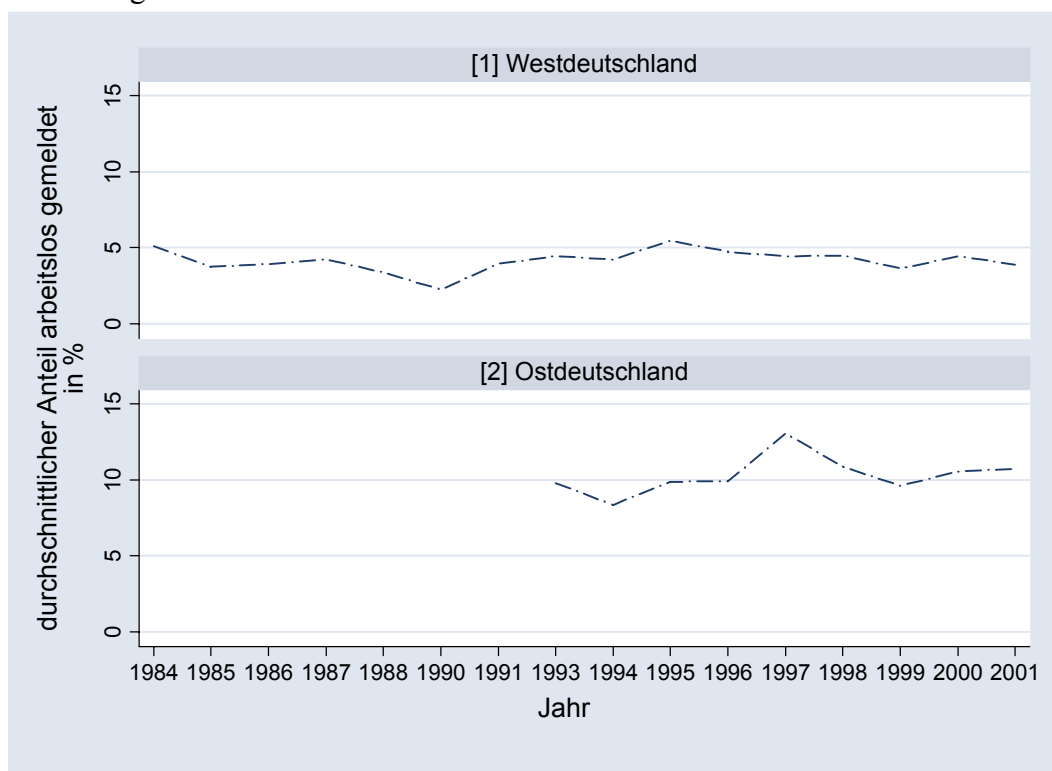
Insgesamt stehen für die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Arbeitslosenwahrscheinlichkeit und Fehlzeitenverhalten 16 der 19 Wellen zur Verfügung. Limitiert wird das Sample durch nicht erhobene Fehltag in den Jahren 1984, 1991 und 1993. Die anderen im Schätzmodell berücksichtigten Variablen sind vollständig erfasst. Die Anzahl der Beobachtungen sinkt, da Beamte, Azubis und Selbstständige aus dem Datensatz eliminiert wurden. Beamte sind nicht berücksichtigt, da sie nicht gekündigt werden können. Auszubildende unterliegen einem auf die Dauer des Ausbildungsverhältnisses befristeten Arbeits- bzw. Ausbildungsvertrag. Mithin unterliegen sie gesonderten Kündigungsbedin-

gungen. Des Weiteren gilt für die Fehlzeiten von Auszubildenden und Selbständigen das unter 4.5.2 Gesagte, weshalb auch diese Beobachtungsgruppen aus dem Sample entfallen. Zudem werden auch in dieser Analyse alle Individuen mit unplausiblen Angaben entfernt.

#### 4.6.3 Deskriptive Statistik

Insgesamt stehen für die Analyse der Wahrscheinlichkeit, dass eine befragte Person arbeitslos gemeldet ist, 80.885 Beobachtungsjahr zur Verfügung. Über alle Jahre sind durchschnittlich rund 5 % der Befragten arbeitslos gemeldet. Unterschiede ergeben sich im Zeitverlauf und zwischen den Untersuchungseinheiten, Ost- und Westdeutschland (Vgl. Abbildung 1).

Abbildung 15: Anteil der arbeitslos Gemeldeten im Jahresverlauf



In Ostdeutschland ist der Anteil deutlich größer als in Westdeutschland. In den ostdeutschen Bundesländern ergibt sich eine durchschnittliche Quote von rund 10,3 %, während es in den westdeutschen Ländern 4,1 % sind.

Im Durchschnitt liegen die monatlichen Fehlzeiten bei rund einem 3/4 Tag über die Beobachtungsjahre. D. h., durchschnittlich fehlen Arbeitnehmer weniger als einen

Tag im Monat. Ersichtlich ist auch, dass die Werte stark streuen. So liegt die Standardabweichung mit 1,62 deutlich über dem Mittelwert (Vgl. Tabelle 8).

Tabelle 8: Deskriptive Statistik für die Hauptstichprobe

	Mittelwert	Min	Max	STD
Arbeitslos gemeldet	0,05	0	1	
Ø mtl. Arbeitsunfähigkeitstage	0,75	0	30,8	1,62
Arbeitslosenquote	10,05	3,20	25,20	4,01
Betriebszugehörigkeitsdauer	9,85	0	59	9,21
Betriebsgröße bis 20	0,23	0	1	
Betriebsgröße >20 bis 200	0,29	0	1	
Betriebsgröße >200 bis 2000	0,24	0	1	
Betriebsgröße >2000	0,24	0	1	
Alter	40,07	16	85	11,26
Geschlecht	0,56	0	1	
Keine Ausbildung	0,16	0	1	
Lehre	0,68	0	1	
Studium	0,15	0	1	
Arbeiter	0,41	0	1	
Angestellter	0,59	0	1	
Region	0,87	0	1	

Die durchschnittliche Arbeitslosenquote beträgt im Gesamtsample rund 10,05 % und schwankt zwischen 3,2 und 25,2 %. Die befragten Personen arbeiten durchschnittlich seit 9,85 Jahren in ihrem Betrieb und weisen ein durchschnittliches Alter von 40,07 Jahren auf. Die Betriebsgrößenklassen sind im Sample relativ gleich verteilt. Die Stichprobe erfasst 56 % Männer. Der Großteil der Respondenten hat eine Ausbildung abgeschlossen (68 %), 16 % können keine Ausbildung vorweisen und 15 % haben einen akademischen Abschluss. Die Angestellten stellen den überwiegenden Teil in der Stichprobe mit 59 %. Rund 87 % der Befragten haben ihren Wohnsitz in den westdeutschen Bundesländern.

#### 4.6.4 Schätzergebnisse

Der Wald-Test auf Signifikanz des Gesamtmodells stellt sich für die Schätzmodelle aller Unterstichproben als hoch signifikant heraus. Ebenfalls deuten die Ergebnisse des LR-Test für gepoolte Stichproben auf das Vorhandensein

unbeobachteter Heterogenität hin und empfiehlt die Verwendung eines Panel-schätzers.

Die Ergebnisse der Probit-Schätzung weisen in allen Unterstichproben einen hoch signifikant positiven Einfluss der durchschnittlichen Fehltag auf die Wahrscheinlichkeit aus, aus einem Beschäftigungsverhältnis in die Arbeitslosigkeit zu wechseln, und stehen damit in Übereinstimmung mit der postulierten Hypothese. Die marginale Änderung der Fehltag bewirkt eine Änderung der Wahrscheinlichkeit um 0,28 % im Gesamtsample. Für das Westsample ergeben sich marginale Änderungen in ähnlichem Umfang. Im Ostsample ist es die Teilstichprobe der Arbeiter, die durch deutlich höhere marginale Änderungen auffällt. Hier beläuft sich der marginale Anstieg bei Männern und Frauen auf 1 %. Die Ergebnisse stehen in Übereinstimmung mit der Arbeit von *Hesselius* (2003), der die Wirkung des Fehlzeitenverhaltens auf das Risiko von Arbeitslosigkeit in Abhängigkeit von verschiedenen Fehlzeitenindikatoren zeigen konnte.<sup>316</sup> Der sowohl in der Effizienzlohntheorie als auch in der Selektionshypothese postulierte Zusammenhang zwischen Fehlzeitenverhalten und Arbeitslosigkeitsrisiko findet in dieser Arbeit seine empirische Bestätigung. Es scheint damit ein Nachweis der Modell immanenten Relation beider Größen gelungen.

Die Arbeitslosenquote erweist sich in den gepoolten Stichproben als signifikant positiver Einflussfaktor. Separiert man allerdings das Ostsample, kann mit Ausnahme der männlichen Arbeitnehmer kein signifikanter Zusammenhang festgestellt werden. In den westdeutschen Teilpopulationen bleibt der Einfluss hingegen signifikant. Eine marginale Änderung der Arbeitslosenquote bewirkt eine Änderung der Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit zwischen 0,05 bei Angestellten und 0,1 % bei Arbeitern im Westen. Die Änderung für die ostdeutschen Arbeiter bewirkt eine Zunahme um 0,6 %. Der Nachweis für die Wirkung makroökonomischer Rahmenbedingungen auf das individuelle Arbeitslosenrisiko ist für einen überwiegenden Teil der Beschäftigten gelungen. Zu ähnlichen Ergebnissen kommt ebenfalls *Hesselius* (2003).<sup>317</sup>

---

<sup>316</sup> Vgl. *Hesselius* (2003), S. 19 f.

<sup>317</sup> Vgl. ebenda (2003), S.19 f.



Der nichtlineare Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit, arbeitslos gemeldet zu sein, und der Dauer der Betriebszugehörigkeit spiegelt sich in den für den einfachen und quadrierten Term signifikanten Ergebnissen. Mit zunehmender Dauer sinkt zunächst das Risiko und steigt dann wieder an. Das maximale Risiko wird bei einer Betriebszugehörigkeit von rund 21 Jahren erreicht, was deutlich über der durchschnittlich beobachteten Betriebszugehörigkeit liegt, und sinkt dann wieder. Dieser Wert bestätigt sich auch in den einzelnen Teilstichproben.<sup>318</sup>

Die Betriebsgröße beeinflusst auch bei der multivariaten Analyse die untersuchte Wahrscheinlichkeit. Zwar unterscheiden sich nicht alle drei Betriebsgrößenklassen signifikant von der Referenzkategorie, doch zumindest für die kleinste Klasse deuten mit Ausnahme der ost- und westdeutschen Arbeiterinnen die Ergebnisse auf einen risikomindernden Effekt hin, der signifikant von null verschieden ist. Für die anderen Größenklassen werden teilweise von den Hypothesen abweichende Ergebnisse festgestellt. So stellt sich der Einfluss der drittgrößten Klasse für weibliche Angestellte aus dem westdeutschen Sample als negativ und signifikant dar.

Bei der Kontrolle des Alters bestätigt sich ebenfalls der nichtlineare Zusammenhang mit zunächst fallendem und dann wieder steigendem Risiko. Während im gepoolten Westsample mit rund 40 Jahren das Maximum erreicht wird, geschieht dies im Osten bereits mit rund 33 Jahren. Aber auch innerhalb des Westsamples ergeben sich unterschiedliche Maxima. Arbeiterinnen erreichen dieses erst mit 45 Jahren, weibliche Angestellte schon mit 36. Im Osten sind die Befunde ebenfalls uneinheitlich. Für Arbeiterinnen und männliche Angestellte wurde ein wieder steigendes Risiko mit rund 19 Jahren eruiert, während Arbeiter mit 40 Jahren und weibliche Angestellte mit 32 Jahren einem erhöhten Risiko ausgesetzt sind. Allerdings sind die Befunde für Arbeiterinnen sowie männliche und weibliche Angestellte in der separaten Betrachtung nicht statistisch signifikant.

Das Geschlecht scheint die Wahrscheinlichkeit einer Arbeitslosenmeldung nicht zu beeinflussen. Die formulierte Hypothese, dass Frauen einem höherem Risiko ausgesetzt sind, erweist sich nur für das gepoolte Ostsample als signifikant. Bei

---

<sup>318</sup> Vgl. auch Arai/Vilhelmsson (2004), S. 695 f, die einen ähnlichen Verlauf zeigen.

einer tieferen Betrachtung bleibt dieses Ergebnis nur für die Berufsgruppe der Angestellten stabil. Für westdeutsche Arbeiter wird das Risiko sogar als signifikant höher im Vergleich zu ihren Kolleginnen ausgewiesen. Das Argument einer Diskriminierung erfährt damit nur sehr begrenzt Bestätigung.

Auf den ersten Blick bestätigt sich die Vermutung, dass sich eine höhere berufliche Bildung risikomindernd auswirkt. Für die gepoolten Stichproben aus Tabelle 18 zeichnet sich ein signifikant positiver Effekt einer fehlenden Berufsausbildung ab. Jedoch tritt dieser Effekt im Westsample nur bei den männlichen Arbeitern als signifikant zutage, im Ostsample dagegen für Arbeiter beider Geschlechter. Die Wirkung einer Berufsausbildung ist im Vergleich zu einem Studium im Osten als signifikant risikosteigernd einzustufen. Im Westen zeigen sich keinerlei signifikante Einflüsse einer Lehre.

Der in der deskriptiven Betrachtung festgestellte Unterschied zwischen Arbeitern und Angestellten erhärtet sich in den Schätzmodellen. Die in den Stichproben verwendete Dummyvariable erweist sich als positiv und signifikant von null verschieden. Arbeiter unterliegen damit einem höheren Arbeitslosigkeitsrisiko.

Auch die regionalen Differenzen können unter Kontrolle aller übrigen Einflussfaktoren bestätigt werden. Die entsprechende Dummyvariable zeigt für westdeutsche Arbeitnehmer ein signifikant geringeres Risiko.

## 5 Fazit

Der Beziehung zwischen Arbeitnehmer und Arbeitgeber wird in der ökonomischen Theorie besondere Aufmerksamkeit gewidmet. Eine solche Beziehung ist auch mit Blick auf die Erklärung eines variierenden Krankenstandes von fundamentaler Bedeutung. Individuelle Fehlzeiten lassen sich im Kontext der ökonomischen Theorie als Motivations- bzw. Produktivitätsindikator interpretieren.

Die auf der Informationsasymmetrie zwischen Auftraggeber und -nehmer basierende Principal-Agent-Theorie wird einleitend genutzt, um eine theoretische Lücke in der Erklärung für das Auftreten einer ungerechtfertigten Inanspruchnahme als krankheitsbedingt deklarierten Fehlzeiten zu schließen. Als zentraler Punkt der Argumentation erweist sich das Dreiecksverhältnis zwischen Arbeitnehmer, Arbeitgeber und Arzt inklusive der daraus erwachsenden Interdependenzen. Es wurde verdeutlicht, dass trotz des Erfordernisses eines Attests der Entscheidungsspielraum des Arbeitnehmers für ein opportunistisches Verhalten gegeben bleibt. Verzichtet wurde in dieser Arbeit auf eine formale Herleitung der Zusammenhänge. Diese bietet sich aber als Ziel vertiefender Arbeiten an. Viel versprechend scheint in diesem Zusammenhang der Ansatz des Double-Moral-Hazard, der die Existenz beiderseitiger Informationsasymmetrien zulässt, für die Erklärung des Arzt-Patienten(Arbeitnehmer)-Verhältnisses.<sup>319</sup>

Ausgehend von der Beobachtung, dass der gesamtwirtschaftliche Krankenstand und die Arbeitslosenquote ein inverses Verhältnis aufweisen, ist diese Arbeit der Relevanz differierender Erklärungsansätze auf den Grund gegangen. Zum einen wurden die Auswirkungen einer Zunahme der Arbeitslosigkeit auf das Fehlzeitenverhalten im Rahmen der Effizienzlohntheorie diskutiert. In diesem Modell lässt sich überzeugend darlegen, dass die Ausweitung der Arbeitslosigkeit disziplinierend auf das Arbeitnehmergehalten im Sinne eines Rückgangs des individuellen Fehlzeitenvolumens wirkt. Der Arbeitnehmer wird seinen Nutzen mit Rücksicht auf die marktlich determinierten Rahmenbedingungen, und dazu ist die Arbeitslosenquote zu zählen, zu maximieren versuchen. Daraus folgt, dass mit

---

<sup>319</sup> Vgl. Schneider (2002), S. 99 f.

steigender Arbeitslosigkeit sinkende individuelle Fehltag zu beobachten sind, die sich auf einer höheren Aggregationsebene, hier gesamtwirtschaftlich, in einem reduzierten Fehlzeitenindex (gesamtwirtschaftlicher Krankenstand) niederschlagen. Gleichzeitig gibt die Selektionshypothese Anlass, die Relation von Krankenstand und Arbeitslosigkeit als Resultat der Entscheidung des Arbeitgebers zu interpretieren. Die in dieser Arbeit dargelegten Argumente verdeutlichen, dass eine Reduktion des Krankenstandes mit der Entlassungs- bzw. Einstellungsentscheidung der Arbeitgeber erklärt werden kann. Arbeitgeber werden in wirtschaftlichen Abschwungphasen, die mit einer steigenden Arbeitslosigkeit korrelieren, zunächst Arbeitnehmer entlassen, deren Produktivität in Relation zur übrigen Arbeitnehmerschaft geringer ist. Dabei wird ein vergleichsweise höherer Abwesenheitsgrad als geringere Produktivität interpretiert. Die Entlassung des marginalen Arbeitnehmers führt zu einer höheren durchschnittlichen Produktivität, sprich zu einem geringeren kollektiven Fehlzeitenindex (Krankenstand) des verbleibenden Arbeitnehmerpools.

Da beide Ansätze auf mikroökonomischen Entscheidungskalkülen beruhen, ist für die empirische Prüfung die Verwendung von Individualdaten notwendig. Mit dem Sozioökonomischen Panel steht ein umfangreicher Datensatz zur Verfügung, der die notwendigen Informationen aus einer Wiederholungsbefragung deutscher Haushalte generiert. Damit war nicht nur ein umfangreiches Datenmaterial vorhanden, gleichzeitig ließen sich auf Grund der wiederholten Befragung der selben Haushalte die Vorteile der Panelökonometrie nutzen. Die Struktur der vorliegenden Daten machte den Einsatz elaborierter Methoden möglich. Insbesondere die Verwendung des Negbin-II-Schätzers stellt eine für die Fehltag gängige Methode dar, die den besonderen Ansprüchen von Zähldaten gerecht wird. Für die Validierung der Ergebnisse wurde auf ein Zero-Inflated-Negbin-Modell zurückgegriffen, dass dem extensiven Auftreten von Nullen in der abhängigen Variable besser Rechnung trägt.<sup>320</sup> Eine überzeugendere Überprüfung der Ergebnisse lässt sich vermutlich mit den für die Panelökonometrie geeigneten Zero-Inflated-Negbin-Modellen erreichen. Leider waren diese Modelle nicht für

---

<sup>320</sup> Vgl. Frick/Malo (2006), S. 13 f.

Paneldaten in der genutzten Statistiksoftware, Stata 7.0, verfügbar. Lediglich der Einsatz für Querschnittsanalysen ist möglich gewesen.

Mit der ökonometrischen Überprüfung der vorgetragenen Hypothesen ist es gelungen, im Rahmen der Negbin- und Probit-Schätzungen die Gültigkeit der Motivationshypothese zu untermauern. Zwar erweisen sich die geschätzten Koeffizienten der Arbeitslosenquote als nicht durchgehend statistisch signifikant, doch sprechen die Ergebnisse des Westsamples für die Gültigkeit der Motivationshypothese. Hingegen erreichen die Resultate für die disziplinierende Wirkung der Arbeitslosenquote des Ostsamples und für die reduzierten Negbin-Schätzungen aller Samples keine statistische Bedeutung. Eine weitere Einschränkung erfährt die Motivationshypothese durch die Resultate der Zero-Inflated-Schätzungen. Die Ergebnisse der Zero-Inflated-Regression bestätigen den die Fehlwahrscheinlichkeit reduzierenden Effekt und stehen damit in Übereinstimmung mit der postulierten Hypothese aus der Effizienzlohntheorie, doch ergeben sich in Bezug auf die Anzahl der Fehltag der Theorie widersprechende Befunde. So zeigt sich, dass mit steigender Arbeitslosenquote der Umfang an Fehltagen signifikant zunimmt.

Auf Grund der unterschiedlichen Aggregationsebenen zwischen individuellen Fehltagen und kollektiver Arbeitslosigkeit erschien es sinnvoll, einen anderen geeigneten Proxy für das individuelle Entlassungsrisiko zu finden. Das Sozio-ökonomische Panel liefert eine Antwort auf die Frage, wie Arbeitnehmer ihre Arbeitsplatzsicherheit einschätzen. Die Sorgen um den eigenen Arbeitsplatz erwiesen sich aber in Bezug auf die Fehlzeiten als statistisch nicht bedeutend, so dass auch hier die Gültigkeit der Motivationshypothese keine Bestätigung fand.

Für die Legitimität der Selektionshypothese sprechen die Ergebnisse der mit der Hypothese korrespondierenden Unterbrechungsvariablen. Sie stehen in Übereinstimmung mit der Hypothese, dass die Arbeitnehmer, die eine Erwerbsunterbrechung aufweisen, höhere Fehlzeiten verursachen. Die durchgängige Signifikanz der Selektionsvariable und die in einigen Spezifikationen gleichzeitig insignifikante Wirkung der Arbeitslosenquote ermutigen zu der Behauptung, die Selektionshypothese stelle einen bedeutenden Einfluss dar.

---

Um diese Behauptung festigen zu können, erweisen sich so genannte Employer-Employee-Datensätze als geeignete Datenbasis, die für die vorliegende Arbeit leider nicht zur Verfügung standen. Mit Hilfe dieser Arbeitnehmer- und Unternehmenseigenschaften kombinierenden Datengrundlage sind betriebs-spezifische Kündigungs- bzw. Einstellungsmuster identifizierbar. Damit wäre ein brauchbarer Rückschluss auf die Selektionshypothese möglich. In betriebs-basierten Datensätzen könnten die Reaktion der Arbeitnehmer auf angekündigte Entlassungen abgebildet werden. Im Rahmen einer quasi-experimentellen Situation wäre das Fehlzeitenverhalten der Arbeitnehmer vor und nach einer Entlassungs-ankündigung zu untersuchen. Reduzieren Arbeitnehmer in Folge der Ankündi-gung ihre Fehltage, spräche dies für die Motivationshypothese. Gleichzeitig ließe sich das Entlassungsverhalten der Arbeitgeber erfassen. Im Falle der Gültigkeit der Selektionshypothese, würden Arbeitnehmer ihr Fehlzeitenverhalten auf Grund der angekündigten Entlassungen nicht ändern und Arbeitgeber die Arbeitnehmer kündigen, die im Vergleich zu ihren Kollegen höhere Fehlzeiten aufwiesen.

Den Abschluss findet diese Arbeit in der Überprüfung der Annahme, dass eine Abwesenheitshistorie, die durch höhere Fehltage geprägt ist, zu einem erhöhten Arbeitslosigkeitsrisiko führt. Auch diese Hypothese wird mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels überprüft und bestätigt. Damit wurde die ökonomisch empirische Fehlzeitenforschung um die Überprüfung einer Annahme erweitert, denn sowohl die Selektionshypothese als auch die Motivationshypothese beruhen auf der Annahme, dass höhere Fehlzeiten, das Arbeitsplatzrisiko erhöhen.

---

## Literatur

- Alewell, D.; Nell, M. (1997): Karenztage versus prozentuale Selbstbeteiligung, *Ökonomische Analyse von Regelungen zur Entgeltfortzahlung im Krankheitsfall*, ZfB-Ergänzungsheft 3/97, S. 169 -189.
- Alewell, D.; Nell, M. (2002): Die Entgeltfortzahlung im Krankheitsfall als gesetzliche Sozialleistung; in: Kantzenbach, E. Molitor, B. Mayer, O. G. (Hrsg.): *Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik*, 2000 Würzburg, S. 145 – 171.
- Allen, S. G. (1981a): An Empirical Model of Work Attendance, *Review of Economics and Statistics*, 63, S. 77 – 87.
- Allen, S. G. (1981b): Compensation, Safety, and Absenteeism: Evidence from the Paper Industry, *Industrial and Labor Relation Review*, 34, S. 207 – 218.
- Allen, S. G. (1983): How Much does Absenteeism Cost? *The Journal of Human Resources*, XVIII, 3, S. 379 – 393.
- Allen, S. G. (1984): Trade Unions, Absenteeism, and Exit – Voice, *Industrial and Labor Relation Review*, 37, 3, S. 331 – 345.
- Alvarez, B. (2000): Can we Identify Fraudulent Behaviour? An Application to Sickness Absence in Spain, *Universidad de Vigo, Departamento de Economía Aplicada, Documento de Trabajo*, 0011.
- Andersen, H. H.; Schwarze, J. (1997): Angebotsinduzierte Nachfrage bei zunehmendem Wettbewerb? Eine empirische Analyse der Inanspruchnahme ambulanter ärztlicher Leistungen, *Berliner Zentrum Public Health, Diskussionsbeitrag* 97-05.
- Andrén, D. (2003): Sickness-Related Absenteeism and Economic Incentives in Sweden: A History of Reforms, *Journal of Institutional Comparison*, S. 54 – 60.
- Andrén, D. (2005): 'Never on a Sunday': Economic Incentives and Short-term Sick Leave in Sweden, *Applied Economics*, 37, S. 327 – 338.
- Andrén, D.; Palmer, E. (2004): The Effect of Past Sickness on Current Earnings in Sweden, *Göteborg University, Department of Economics, Working Papers in Economics* 138.
- Arai, M.; Thoursie, P. S. (2004): Sickness Absence: Worker and Establishment Effects, *Swedish Economic Policy Review*, 11, S. 9 – 28.
- Arai, M.; Thoursie, P. S. (2005): Incentives and Selection in Cyclical Absenteeism, *Labour Economics*, 12, S. 269 – 280.

- 
- Arai, M.; Vilhelmsson (2004): Unemployment-Risk Differentials Between Immigrants and Native Workers in Sweden, *Industrial Relations*, 43, 3, S. 690 – 698.
- Arrow, J. O. (1994): The Influence of Health on Unemployment in Germany: A Duration Model, *Vierteljahresheft zur Wirtschaftsforschung*, 63, S. 133 – 138.
- Askildsen, J. E.; Bratberg, E.; Nilsen, Ó. A. (2005): Unemployment, Labor Force Composition and Sickness Absence: A Panel Data Study, *Health Economics*, 14, S. 1087 – 1101.
- Audas, R.; Barmby, T.; Treble, J. (2004): Luck, Effort and Reward in an Organisational Hierarchy, in: *Journal of Labour Economics*, 22, 2, S. 379 – 395.
- Audas, R.; Goddard, J. (2001): Absenteeism, Seasonality, and the Business Cycle, *Journal of Economic and Business*, 53, S. 405 – 419.
- Backes – Gellner, U.; Lazear, E. P.; Wolff, B. (2001): *Personalökonomik, Fortgeschrittene Anwendung für das Management*, Stuttgart, Schäffer-Poeschel.
- Backes – Gellner, U.; Schorn, R.; Krings, A. (2001): Ursachen und Abbau von Fehlzeiten: Analysen auf Basis einer mehrjährigen Betriebsfallstudie, *ZfB – Ergänzungsheft*, 1/2001, S. 103 – 115.
- Baltagi, B. H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*, New York, John Wiley & Sons.
- Barmby, T. A. (2001): Worker Absence, Sickpay and Contracted Hours, *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 251, S. 95 – 102.
- Barmby, T. A. (2002): Worker Absenteeism: A Discrete Hazard Model with Bivariate Heterogeneity, *Labour Economics*, 9, S. 469 – 476.
- Barmby, T. A.; Ercolani, M. G.; Treble, J. G. (2002): Sickness Absence: An International Comparison, *The Economic Journal*, 112, S. 315 – 331.
- Barmby, T. A.; Ercolani, M. G.; Treble, J. G. (2004): Sickness Absence in the UK 1984-2002, *Swedish Economic Policy Review*, 11, S. 65 – 88.
- Barmby, T. A.; Nolan, M.; Winkelmann, R. (2001): Contracted Workdays and Absence, *The Manchester School*, 69, 3, S. 269 – 275.
- Barmby, T. A.; Orme, T.; Treble, J. G. (1991): Worker Absenteeism: An Analysis Using Microdata, *The Economic Journal*, 101, S. 214 – 229.
- Barmby, T. A.; Orme, T.; Treble, J. G. (1995): Worker Absence Histories: A Panel Data Study, *Labour Economics*, 2, S. 53 – 65.



- 
- Barmby, T. A.; Sessions, J. G.; Treble, J. G. (1994): Absenteeism, Efficiency Wage and Shirking, *Scandinavian Journal of Economics*, 96, 4, S. 561 – 566.
- Barmby, T. A.; Sibly, S. (2004): Analysing Absence Behaviour Using Event History Models, *Managerial and Decision Economics*, 25, S. 141 – 145.
- Barmby, T. A.; Stephan, G. (2000): Worker Absenteeism: Why Firm Size may Matter, *Manchester School of Economics*, 68, S. 568 – 577.
- Barmby, T. A.; Treble, J. G. (1989): A Note of Absenteeism, *British Journal of Industrial Relations*, 27, S. 155 – 158.
- Barmby, T. A.; Treble, J. G. (1991a): Absenteeism in a medium-sized Manufacturing Plant, *Applied Economics*, 23, S. 161 – 166.
- Barmby, T. A.; Treble, J. G. (1991b): Betriebliche Fehlzeiten und Arbeitsverträge, *MittAB*, 3/91, S. 595 – 604.
- Belman, D.; Drago, R.; Wooden, M. (1992): Workgroups, Efficiency Wages and Work Effort, *Journal of Post Keynesian Economics*, 14, 4, S. 497 – 521.
- Biffel, G. (2002): Der Krankenstand als wichtiger Arbeitsmarktindikator, *WIFO Monatsberichte*, 1/2002, S. 39 – 52.
- Bingley, P.; Eriksson, T. (2001): Pay Spread and Skewness, Employee Effort and Firm Productivity, Aarhus School of Business, Department of Economics, Working Paper.
- Birk, R. (1989): Die Lohnfortzahlung im Krankheitsfall im europäischen Vergleich, in: Einzel- und gesamtwirtschaftliche Aspekte des Lohnes, Emmerich, K.; Hades, H. D.; Sadowski, D.; Spitznagel, E. (Hrsg.), *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 128, S. 117 - 129.
- Boss, A. (2000): Lohnfortzahlung und Krankenstand, *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, 49, 1, S. 27 – 50.
- Breyer, F.; Zweifel, P. (1999): *Gesundheitsökonomie*, 3. Aufl., Berlin et al., Springer.
- Brixy, U.; Gilberg, R.; Hess, D.; Schröder, H. (2002): Was beeinflusst den Übergang von der Arbeitslosigkeit in die Erwerbstätigkeit?, *IAB-Kurzbericht*, 1/21.1.2002.
- Brown, S. (1999): Worker Absenteeism and Overtime Bans, *Applied Economics*, 31, 2, S. 165 – 174.
- Brown, S.; Fakhfakh, F.; Sessions, J. G. (1999): Absenteeism and Employee Sharing: An Empirical Analysis Based on French Panel Data, 1981 – 1991, *Industrial and Labor Relations Review*, 52, 2, S. 234 – 251.

- 
- Brown, S.; Sessions, J. G. (1996): The Economics of Absence: Theory and Evidence, *Journal of Economic Surveys*, 10, 1, S. 23 – 53.
- Bundesanstalt für Arbeit (m. Jg.): Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit, Sonderhefte zur Arbeitsstatistik, Nürnberg.
- Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin (2002): Volkswirtschaftliche Kosten der Arbeitsunfähigkeit, [http://www.baua.de/nn\\_5846/de/Informationen-fuer-die-Praxis/Statistiken/Statistische-Informationen-der-BAuA/Kosten-durch-Arbeitsunfaehigkeit/Kosten\\_20durch\\_20Arbeitsunf\\_C3\\_A4higkeit\\_-202002\\_\\_content.html\\_\\_nnn=true](http://www.baua.de/nn_5846/de/Informationen-fuer-die-Praxis/Statistiken/Statistische-Informationen-der-BAuA/Kosten-durch-Arbeitsunfaehigkeit/Kosten_20durch_20Arbeitsunf_C3_A4higkeit_-202002__content.html__nnn=true), Stand: 20.01.2007.
- Bundesausschuss der Ärzte und Krankenkassen (2004): Richtlinien über die Beurteilung der Arbeitsunfähigkeit und die Maßnahmen zur stufenweise Wiedereingliederung (Arbeitsunfähigkeits-Richtlinien), veröffentlicht im *Bundesanzeiger*, Nr. 61, S. 6501, 29. März 2004.
- Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (2005), Gesetzliche Krankenversicherung, Krankenstand 1970 bis 2004 und Januar bis August 2005, [www.bmgs.de/downloads/Krankenstand1.pdf](http://www.bmgs.de/downloads/Krankenstand1.pdf), Stand: 19.09.2005.
- Bundesagentur für Arbeit (2005): Lange Reihen, Registrierte Arbeitslose, Arbeitslosenquote, <http://www.destatis.de/indicators/d/lrarb01ad.htm>, Stand: 19.09.2005.
- Cameron, A.C.; Trivedi, P. K. (1986): Econometric Models Based on Count Data: Comparisons and Applications of Some Estimators, *Journal of Applied Econometrics*, 1, S. 29 – 53.
- Cameron, A., C.; Trivedi, P. K. (1998): *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge et al., Cambridge University Press.
- Carlin, P. S. (1989): Why the Incidence of Shirking Varies Across Employers, *Journal of Behavioral Economics*, 18, S. 61 – 73.
- Chamberlain, G. (1984): Panel Data, in: Griliches, Z.; Intriligator, M. (Hrsg.), *Handbook of Econometrics*, Volume II, Amsterdam et al., Elsevier, S. 1248 – 1318.
- Chatterji, M.; Tilley, C. (2002): Sicknes, Absenteeism, Presenteeism, and Sick Pay, *Oxford Economic Papers*, 54, S. 669 – 687.
- Chaudhury, M.; Ng, I. (1992): Absenteeism Predictors: Last Squares, Rank Regression, and Model Selection Results, *The Canadian Journal of Economics*, 25, 3, S. 618 – 635.
- Clark, K.; Peters, S. A.; Tomlinson, M. (2005): The Determinants of Lateness Evidence from British Worker, *Scottish Journal of Political Economy*, 52, 2, S. 283 – 304.

- Coles, M. G.; Lanfranchi, J.; Skalli, A.; Treble, J. G. (2002): Pay, Technology and the Cost of Worker Absence, University of Essex, Working Paper.
- Coles, M. G.; Treble, J. G. (1993): The Price of Worker Reliability, *Economics Letter*, 41, S. 149 – 155.
- Coles, M. G.; Treble, J. G. (1996): Calculating the Price of Worker Reliability, *Labour Economics*, 3, S. 169 – 188.
- Deaton, A. (2003): Health, Inequality, and Economic Development, *Journal of Economic Literature*, XLI, S. 113 – 158.
- De Jong, P.; Lindeboom, M. (2004): Privatisation of Sickness Insurance: Evidence from the Netherlands, *Swedish Economic Review*, 11, S. 121 – 143.
- Delgado, M. A.; Kniesner, T. J. (1997): Count Data Models with Variance of Unknown Form: An Application to a Hedonic Model of Worker Absenteeism, *The Review of Economics and Statistics*, 79, 1, S. 41 – 49.
- Demougin, D.; Jost, P. J. (2001): Theoretische Grundlagen der Prinzipal – Agenten – Theorie, in: Jost, P. J. (Hrsg.): *Die Prinzipal – Agenten – Theorie in der Betriebswirtschaftslehre*, Stuttgart, Schäffer – Poeschel, S. 45 – 81.
- Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2006): Deutsche Fragebögen, <http://panel.gsoep.de/soepinfo2005/>, Stand 02.06.2006.
- Diekmann, A. (2005): *Empirische Sozialforschung – Grundlagen, Methoden, Anwendungen*, 13. Aufl., Hamburg, Rowohlt Taschenbuch Verlag.
- Drago, R.; Garvey, G. (1998): Incentives for Helping on the Job: Theory and Evidence, *Journal of Labor Economics*, 16, 1, S.1 – 25.
- Drago, R.; Heywood, J. S. (1992): Is Worker Behaviour Consistent with Efficiency Wages?, *Scottish Journal of Political Economy*, 39, 2, S. 141 – 153.
- Drago, R.; Wooden, M. (1992): The Determinants of Labor Absence: Economic Factors and Workgroup Norms across Countries, *Industrial and Labor Relations Review*, 45, 4, S. 764 – 778.
- D’Souza, R. M.; Strazdins, L.; Lim, L. L-Y.; Broom, D. H., Rodgers, B. (2003): Work and Health in a Contemporary Society: Demands, Control, and Insecurity, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57, S. 849 – 854.
- Dunn, L. F.; Youngblood, S. A. (1986): Absenteeism as a Mechanism for Approaching an Optimal Labor Market Equilibrium: An Empirical Study, *The Review of Economics and Statistics*, 66, 4, S. 668 – 673.
- Dyrstad, J. M.; Ose, S. O. (2002): Non-Linear Unemployment Effects in Sickness Absence: Discipline or Composition Effects?, Norwegian University of Science and Technology Trondheim, Department of Economics, Working Paper 25/2002.

- 
- Engellandt, A.; Riphahn, R. T. (2004): Incentive Effects of Bonus Payments: Evidence from a Multinational Company, IZA Discussion Paper 1229.
- Engellandt, A.; Riphahn, R. T. (2005): Temporary Contracts and Employee Effort, *Labour Economics*, 12, S. 281 – 299.
- Ferber, C. v. (1994): Fehlzeiten und Krankenstand – Forschungsansätze und offene Probleme, *Arbeit*, 1, S. 40 – 66.
- Ferrie, J. E.; Shipley, M. J.; Marmot, M. G.; Stansfeld, S. A.; Smith, G. D. (1998): An Uncertain Future: The Health Effects of Threats to Employment Security in White-Collar Men and Woman, *American Journal of Public Health*, Vol. 88, No. 7, S. 1030 – 1036.
- Ferrie, J. E.; Martikainen, P.; Shipley, M. J.; Marmot, M. G.; Stansfeld, S. A.; Smith, G. D. (2001): Employment Status and Health after Privatisation in White-Collar Civil Servants: Prospective Cohort Study, *British Medical Journal*, 322, S. 647 – 651.
- Ferrie, J. E.; Shipley, M. J.; Stansfeld, S. A.; Marmot, M. G. (2002): Effects of Chronic Job Insecurity and Change in Job Security on Self Reported Health, Minor Psychiatric Morbidity, Physiological Measures, and Health Related Behaviours in British Civil Servants: the Whitehall II Study, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56, S. 450 – 454.
- Fick, D. (1993): Der Krankenstand im Betrieb: Eine Analyse von Entwicklung, Ursachen und Maßnahmen, Konstanz, Hartung – Gorre.
- Flabbi, L; Ichino, A. (2001): Productivity, Seniority and Wages: New Evidence from Personal Data, *Labour Economics*, 8, 359 – 387.
- Fleming, L. (2001): Recombinant Uncertainty in Technological Search, *Management Science*, 47, 1, S. 117 – 132.
- Frick, B. (2000): Die Anreizwirkung betrieblicher Sozialleistungen: Möglichkeiten und Grenzen, in: Schmähl, W. (Hrsg.): *Soziale Sicherung zwischen Markt und Staat*, Berlin, Duncker & Humblot, S.189 – 214.
- Frick, B. (2006): The Inverse Relationship between Unemployment and Absenteeism: Shirking or Selection?, University of Witten/Herdecke, Faculty of Management and Economics, Working Paper.
- Frick, B.; Götzen, U. (2003): Die verdeckten Kosten organisatorischer Innovationen: Prämienlöhne und Gruppenarbeit in einem Großbetrieb der Metallindustrie, *DBW* 63, 6, S. 635 – 654.
- Frick, B.; Malo, M. (2005): Labour Market Institutions and Individual Absenteeism in the European Union: The Relative Importance of Sickness Benefit System and Employment Protection Legislation, University of Witten/Herdecke, Faculty of Management and Economics, Working Paper.

- 
- Franz, W. (1999): Arbeitsmarktökonomik, 4. Aufl., Berlin et al., Springer.
- Geil, P.; Million, A.; Rotte, R.; Zimmermann, K. F. (1997): Economic Incentives and Hospitalization in Germany, *Journal of Applied Econometrics*, 12, S. 295 – 311.
- Gilleskie, D. B. (1998): A Dynamic Stochastic Model of Medical Care Use and Work Absence, *Econometrica*, 66, 1, S. 1 – 45.
- Greene, W. H. (2000): *Econometric Analysis*, 4. Aufl., New Jersey et al., Prentice Hall.
- Haisken-DeNew, J. P.; Frick, J. R. (2003): DTC, Desktop Companion to the Socio-Economic Panel Study (SOZIOÖKONOMISCHES PANEL), Version 7.0 – September 2003, updated to Wave 19 (S), Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin.
- Hamerle, A.; Ronning, G. (1995): Panel Analysis for Qualitative Variables, in: Arminger, G.; Clogg, C. C.; Sobel, M. E. (Hrsg), *Handbook of Statistical Modeling for the Social and Behavioral Sciences*, New York, Plenum Press, S. 401 – 451.
- Hansen, J. (2000): The Effect of Work Absence on Wages and Wage Gaps in Sweden, *Journal of Population Economics*, 13, S.45 – 55.
- Hassink, W.; Koning, P. (2005): Do Financial Bonus to Employees Reduce their Absenteeism? Outcome of a Lottery, IZA Discussion Paper 1644.
- Hausman, J.; Hall, B. H.; Griliches, Z. (1984): Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship, *Econometrica*, 52, 4, S. 909 – 936.
- Hemp, P. (2005): Krank am Arbeitsplatz, *Harvard Business Manager*, 01/2005, S. 47 – 60.
- Henrekson, M.; Persson, M. (2004): The Effect on Sick Leave of Changes in the Sickness Insurance System, *Journal of Labor Economics*, 22, 1, 87 – 113.
- Hesselius, P. (2003): Does Sick Absence Increase the Risk of Unemployment?, Uppsala University, Department of Economics, Working Paper Series 2003:15.
- Heywood, J. S.; Jirjahn, U. (2004): Teams, Teamwork and Absence, *The Scandinavian Journal of Economics*, 06 (2004), 4, S. 765 – 782.
- Hollederer, A. (2003): Arbeitslos – Gesundheit los – chancenlos?, IAB-Kurzbericht, 4/21.3.2003, S. 1 – 6.
- Holmlund, B. (2004): Sickness Absence and Search Unemployment, University of Uppsala, Department of Economics, Working Paper 2004:6.

- 
- Hsiao, C (1986): *Analysis of Panel Data*, Cambridge et al., Cambridge University Press.
- Hsiao, C: (1995): *Panel Analysis for Metric Data*, in: Arminger, G.; Clogg, C. C.; Sobel, M. E. (Hrsg.), *Handbook of Statistical Modeling for the Social and Behavioral Sciences*, New York, Plenum Press, S. 361 – 400.
- Ichino, A. (2005): *Absenteeism, Gender and Biological Differences*, European University Institute, Working Paper.
- Ichino, A.; Maggi, G. (2000): *Work Environment and Individual Background: Explaining Regional Shirking Differentials in a Large Italian Firm*, *The Quarterly Journal of Economics*, August, S. 1057 – 1090.
- Ichino, A.; Riphahn, R. (2001): *The Effect of Employment Protection on Worker Effort: A Comparison of Absenteeism During and After Probation*, IZA Discussion Paper 385.
- Ichino, A.; Riphahn, R. (2003): *The Effect of Employment Protection on Worker Effort: A Comparison of Absenteeism During and After Probation*, CEPR Discussion Paper.
- Ichino, A.; Riphahn, R. (2004): *Absenteeism and Employment Protection: Three Cases Studies*, *Swedish Economic Policy Review*, 11, S. 95 – 114.
- Ichino, A.; Riphahn, R. (2005): *The Effect of Employment Protection on Worker Effort: Absenteeism During and After Probation*, *Journal of the European Economic Association*, 3, 1, S. 120 – 143.
- Institut der Deutschen Wirtschaft Köln (2002a): *Argumente zu Unternehmensfragen*, 8, 2002.
- Institut der Deutschen Wirtschaft Köln (2002b): *Deutschland in Zahlen*, Köln, Deutscher Institutsverlag.
- Institut der Deutschen Wirtschaft Köln (2003): *Argumente zu Unternehmensfragen*, 9, 2003.
- Institut der Deutschen Wirtschaft Köln (2005): *Argumente zu Unternehmensfragen*, 9, 2005.
- Jimeno, J. F.; Toharia, L. (1996): *Effort, absenteeism, and fixed term contracts*, *Revista Español de Economica*, 13, 1, S. 105 – 119.
- Johansson, P.; Palme, M. (1996): *Do Economic Incentives affect Work Absence?, Empirical Evidence using Swedish Micro Data*, *Journal of Public Economics*, 59, S. 195 – 218.
- Johansson, P.; Palme, M. (1998): *Assessing the effect of a Compulsory Sickness Insurance on Worker Absenteeism*, SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance 287/98.

- 
- Johansson, P; Palme, M. (2002): Assessing the Effect of Public Policy on Worker Absenteeism, *The Journal of Human Resources*, XXXVII, 3, S. 381 – 409.
- Jovanovic, B. (1979): Job Matching and the Theory of Turnover, *Journal of Political Economy*, 87, 5, S. 972 – 990.
- Jovanovic, B. (1984): Matching, Turnover and Unemployment, *Journal of Political Economy*, 92, 11, S. 108 – 122.
- Kaivanto, K. (1997): An Alternative Model of Pro-Cyclical Absenteeism, *Economics Letters*, 54, S. 29 – 34.
- Kentner, M. (1999): Fehlzeiten sind nicht gleich Fehlzeiten, *Impulse*, 1, S. 1 – 4.
- Kenyon, P.; Dawkins, P. (1989): A Time Series Analysis of Labour Absence in Australia, *The Review of Economics and Statistics*, 71, 2, S. 232 – 239.
- Khan, J.; Jansson, B. (2004): Effects of Macroeconomic Trends on Social Security Spending Due to Sickness and Disability, *American Journal of Public Health*, 94, 11, S. 2004 – 2009.
- Kivimäki, M.; Vahtera, J.; Pentti, J.; Ferrie, J. E. (2000): Factors Underlying the Effect of organisational Downsizing on Health of Employees: Longitudinal Cohort Study, *British Medical Journal*, 320, S. 971 – 975.
- Kohler, H. (2002): Krankenstand – ein beachtlicher Kostenfaktor mit fallender Tendenz, *IAB-Werkstattbericht*, 1/30.1.2002.
- Koße, S.; Luschei, F.; Schmitz-Mandrela, U.; Trube, A. und Weiß, C. (2003): Neue Arbeitsplätze durch ABM? Exemplarische und quantitative Studien über Arbeitsplatz generierende Effekte im Rahmen von öffentlich geförderter Beschäftigung, *IAB-Werkstattbericht*, 11/22.10.2003.
- Kowalski, H. (1995): Kränken macht krank: Strategien zur Reduktion des betrieblichen Krankenstandes, *Apotheke und Krankenhaus*, 11, 2, S. 40 – 44.
- Kuhn, K (2000): Beurteilungen arbeitsbedingter psychischer Gefährdungen nach dem neuen Arbeitsschutzgesetz und der Bildschirmarbeitsverordnung, in: Badura, R; Litsch, M.; Vetter, C. (Hrsg.) : *Fehlzeiten-Report 1999, Psychische Belastungen am Arbeitsplatz*, Berlin, Heidelberg, New York: Springer, S.31 – 41.
- Küsgens, I.; Rossiyskaya, N.; Vetter, C. (2003): Krankheitsbedingte Fehlzeiten in der deutschen Wirtschaft, in: Badura, R.; Schellschmidt, H.; Vetter, C. (Hrsg.): *Fehlzeiten-Report 2002, Demographischer Wandel*, Berlin, Heidelberg, New York: Springer, S. 277 – 490.
- Lechner, M. (2002): Eine Übersicht über gängige Modelle der Panelökonometrie und ihre kausale Interpretation, *Allgemeines Statistisches Archiv*, 86, S. 125 – 143.

- 
- Leigh, J. P. (1983): Sex Differences in Absenteeism, *Industrial Relations*, 22, 3, S. 349 – 361.
- Leigh, J. P. (1985): The Effect of Unemployment and the Business Cycle on Absenteeism, *Journal of Economics and Business*, 37, S. 159 – 170.
- Leigh, J. P. (1995): Smoking, Self-Selection and Absenteeism, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 35, 4, S. 365 – 386.
- Leontaridi, R. M.; Ward, M. E. (2002): Work-Related Stress, Quitting Intentions and Absenteeism, IZA Discussion Paper 493.
- Ljunge, M. (2005): Returns to Work and Showing Up on the Job, University of Chicago, Working Paper.
- Lim, A.; Chongsuvivatwong, V.; Geater, A.; Chayaphum, N; Thammasuwan, U. (2002): Influence of Work Type on Sickness Absence among Personal in a Teaching Hospital, *Journal of Occupational Health*, 44, S. 254 – 263.
- Lindeboom, M.; Kerkhofs, M. (2000): Multistate Models for Clustered Duration Data – An Application to Workplace Effects on Individual Sickness Absenteeism, *The Review of Economics and Statistics*, 82, 4, S. 668 – 684.
- Markham, S. E. (1985): An Investigation of the Relationship between Unemployment and Absenteeism: A Multi-Level Approach, *The Academy of Management Journal*, 28, 1, S. 228 – 234.
- Markham, S. E.; McKee, G. H. (1991): Declining Organizational Size and Increasing Unemployment Rates: Predicting Employee Absenteeism from Within- and Between-Plant Perspectives, *Academy of Management Journal*, 34, 4, S. 952 – 965.
- Meggeneder, O. (2002): Krankenstandsanalysen: Ein Instrument zur Reduktion von Fehlzeiten, *Wirtschaftspolitische Blätter*, 2, S. 194 – 201.
- Meyer, A.; Wallethe, M. (2005): Absence of Absenteeism and Overtime Work – Signalling Factors for Temporary Workers?, Lund University, Department of Economics, Working Paper, 2005:15.
- Moore, S.; Grunberg, L.; Greenberg, E. S. (2003): Repeated Downsizing Contact: The Effects of Similar and Dissimilar Layoff Experiences on Work and Well-Being Outcomes, University of Colorado at Boulder, Institute of Behavioral Science, Working Paper PEC2003-0007.
- Moulton, B. R. (1990): An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units, *Review of Economics and Statistics*, XX, S. 334 – 338.
- Neuberger, O. (1997): Grundlagen, Entwicklungen, Organisation, Arbeitszeit, Fehlzeiten: 15 Tabellen, Stuttgart, Enke.



- Nicholson, S.; Pauly, M. V.; Polsky, D.; Sharda, C.; Szrek, H.; Berger, M. L. (2004): Measuring the Effects of Workloss on Productivity with Team Production, NBER Working Paper 10632.
- Ose, S. O. (2005): Working Conditions, Compensation and Absenteeism, *Journal of Health Economics*, 24, S. 161 – 188.
- Ostro, B. D. (1983): The Effect of Air Pollution on Work Loss and Morbidity, *Journal of Environmental Economics and Management*, 10, S. 371 – 382.
- Paringer, L. (1983): Women and Health; Women and Absenteeism: Health or Economics?, *The American Economic Review*, 73, 2, S. 123 – 127.
- Pauly, M. V.; Nicholson, S.; Xu, J.; Polsky, D.; Danzon, P. M.; Murray, J. F.; Berger, M. L. (2002): A General Model of the Impact of Absenteeism on Employers and Employees, *Health Economics*, 11, S. 221 – 231.
- Picot, A.; Dietl, H.; Franck, E. (1999): *Organisation: Eine ökonomische Perspektive*, 2. Auflage, Stuttgart: Schäffer – Poeschel.
- Pohlmeier, W.; Ulrich, V. (1996): Die Nachfrage nach medizinischen Leistungen im Lebenszyklus, in: Oberender, P. (Hrsg.), *Alter und Gesundheit*, Baden-Baden, Nomos, S. 49 – 81.
- Prendergast, C. (1999): The Provision of Incentives in Firms, *Journal of Economic Literature*, XXXVII, S. 7 – 63.
- Riphahn, R. T. (1999): Income and Employment Effects of Health Shocks a Test, Case for the German Welfare State, *Journal of Population Economics*, 12, S. 363 – 389.
- Riphahn, R. T.; Thalmaier, A. (1999a): Absenteeism and Employment Probation: A Panel Study for Germany, *DIW Vierteljahreshefte*, 68, S. 230 – 236.
- Riphahn, R. T.; Thalmaier (1999b): Behavioral Effects of Probation Periods: An Analysis of Worker Absenteeism, *IZA Discussion Paper* 67.
- Riphahn, R. T.; Thalmaier, A. (2001): Behavioral Effects of Probation Periods. An Analysis of Worker Absenteeism, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 221, S. 179 – 201.
- Riphahn, R. T.; Wambach, A.; Million, A. (2003): Incentive Effects in the Demand for Health Care: A Bivariate Panel Count Data Estimation, *Journal of Applied Econometrics*, 18, 4, S. 387 – 405.
- Ronning, G. (1991): *Mikroökonomie*, Springer, Berlin et al.
- Ronning, G. (1996): Ökonometrie, in: von Hagen, J; Börsch-Supan, A.; Welfens, P. J. (Hrsg.), *Springers Handbuch der Volkswirtschaftslehre 1: Grundlagen*, Berlin et al., Springer, S. 77 – 133.

- 
- Ruhnke, L. (2005): Die Entgeltfortzahlung im Krankheitsfall und die Möglichkeiten des Arbeitgebers, gegen einen etwaigen Missbrauch dieses Rechts vorzugehen, Dissertation, Universität Konstanz, Fachbereich Rechtswissenschaften, <http://www.ub.uni-konstanz.de/kops/volltexte/2005/-/1435>, Stand: 25.09.2005.
- Salowski, H. (1996): Fehlzeiten – Empirische Zusammenhänge, in: Marr, R. (Hrsg.), *Der schleichende Verlust an Wettbewerbspotential*, Göttingen, Verlag für angewandte Psychologie, S. 41 – 56.
- Schaub, G. (1999): *Arbeitsrechts-Handbuch*, 8. Aufl., München: C.H. Beck'sche Verlagsbuchhandlung.
- Schmidt, E. M.; Stephan, G. (1998): Krankenstand und Unternehmenserfolg, in: Gerlach, K.; Hübler, O.; Meyer, W. (Hrsg.), *Ökonomische Analysen betrieblicher Strukturen und Entwicklungen: Das Hannoveraner Firmenpanel*, Frankfurt a. M. et al., Campus, S. 204 – 226.
- Schnabel, C. (1996): Krankenstand im internationalen Vergleich, *IW-Trends, Quartalshefte zur empirischen Wirtschaftsforschung*, 1/96, S. 27 – 38.
- Schnabel, C. (1997): *Betriebliche Fehlzeiten – Ausmaß, Bestimmungsgründe und Reduzierungsmöglichkeiten*, Köln, Deutscher Instituts – Verlag.
- Schnabel, C.; Stephan, G. (1993): Determinanten des Krankenstandes; eine Untersuchung mit Betriebs- und Zeitreihendaten, *Jahrbuch für Sozialwissenschaft: Zeitschrift für Wirtschaftswissenschaften*, 44, 1, S. 132 – 147.
- Schneider, H. (1986): *Mikroökonomie*, 4. Aufl., WiSo Kurzlehrbücher, Reihe Volkswirtschaft, München, Vahlen.
- Schneider, U. (2002): *Theorie und Empirie der Arzt-Patienten-Beziehung: zur Anwendung der Principal-Agent-Theorie auf die Gesundheitsnachfrage*, Frankfurt et al., Peter Lang.
- Schumann, J. (1992): *Grundzüge der Mikroökonomischen Theorie*, 6. Aufl., Berlin, Springer.
- Schwarze, J. (1996): Arbeitslosigkeit, Langzeitarbeitslosigkeit und das regionale Lohnniveau. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, (29), S: 487-490.
- Sesselmeier, W.; Blauermel, G. (1997): *Arbeitsmarkttheorien: Ein Überblick*, 2. Aufl., Heidelberg, Physica.
- Shapiro, C.; Stiglitz, J. E. (1984): Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device, *American Economic Review*, 3, S. 433 – 444.
- Shishko, R. und Rostker, B. (1976): The Economics of Multiple Job Holding, *American Economic Review*, 66, S. 298 – 407.

- Spence, M. A. (1973): Job-Market-Signalling, *Quarterly Journal of Economics*, 83, 355-374.
- Spitznagel, Eugen (1992): Allgemeine Maßnahmen zur Arbeitsbeschaffung (ABM) in den neuen Bundesländern, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 3/92, S.277 – 288.
- SOEP Group (2006): <http://panel.gsoep.de/soepinfo2005/>, Stand: 02.06.2006.
- Stata Corporation (2001): *Stata Reference Manual, Release 7, Volume 4*, Texas.
- Statistisches Bundesamt (2000): *Bevölkerungsentwicklung Deutschlands bis zum Jahr 2050. Ergebnisse der 9. koordinierten Bevölkerungsvorausrechnung*, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (m. Jg.): *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Struktur der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, Fachserie 1, Reihe 4.2.1*, Wiesbaden.
- Stephan, G. (1991): Fehlzeiten: Eine theoretische und empirische Untersuchung mit Individualdaten, *MittAB*, 3/91, S. 583 – 594.
- Stephan, G. (1994): Fehlzeiten im Unternehmensvergleich: Wirkt sich Entlohnung aus?, *IfO – Studien* 40, S. 43 – 61.
- Swaen, G. M. H.; Bültmann, Kant, I.; van Amelsvoort, L. G. P. M. (2004): Effects of Job Insecurity from a Workplace Closure Threat on Fatigue and Psychological Distress, *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, Vol. 46, No. 5; S. 443 – 449.
- Thalmaier, A. (1999): Bestimmungsgründe von Fehlzeiten: Welche Rolle spielt die Arbeitslosigkeit?, *Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Discussion Paper* 62.
- Thalmaier, A. (2002): *Eine ökonomische Analyse von Fehlzeiten*, Europäische Hochschulschriften, Frankfurt a. M et al., Lang.
- Thoursie, P. S. (2004): Reporting Sick: Are Sporting Events Contagious? *Journal of Applied Econometrics*, 19, 6, S. 809 – 823.
- Uhlendorf, A. (2003): *Der Einfluss der Persönlichkeitseigenschaften und sozialen Ressourcen auf die Arbeitslosigkeitsdauer*, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung Berlin, Discussion Paper.
- Vahtera, J.; Kivimäki, M.; Pentti, J. (2001): The Role of Extended Weekends in Sick Absenteeism, *Occupational Environmental Medicine*, 58, S. 818 – 822.
- VandenHeuvel, A.; Wooden, M. (1995): Do Explanation of Absenteeism Differ for Men and Women?, *Human Relations*, 48, 11, S. 1309 – 1329.

- 
- Vetter, C.; Küsgens, I.; Dold, S. (2003): Krankheitsbedingte Fehlzeiten in der deutschen Wirtschaft im Jahr 2002, in: Badura, B.; Schellschmidt, H.; Vetter, C. (Hrsg.): Fehlzeiten-Report 2003, Wettbewerbsfaktor Work-Life-Balance, Berlin, Heidelberg, New York: Springer, S. 264 – 498.
- Vetter, C.; Küsgens, I.; Schumann, A. (2005): Krankheitsbedingte Fehlzeiten in der deutschen Wirtschaft im Jahr 2003, in: Badura, B.; Schellschmidt, H.; Vetter, C. (Hrsg.): Fehlzeiten-Report 2004, Gesundheitsmanagement in Krankenhäusern und Pflegeeinrichtungen, Berlin, Heidelberg, New York: Springer, S. 269 – 475.
- Virtanen, P.; Vahtera, J.; Kivimäki, M.; Pentti, J.; Ferrie, J. (2002): Employment Security and Health, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56, S. 569 – 574.
- Virtanen, P.; Kivimäki, M.; Elovainio, M.; Vahtera, J.; Ferrie, J. E. (2003): From Insecure to Secure Employment: Changes in Work, Health, Health Related Behaviours, and Sickness Absence, *Occupational and Environmental Medicine*, 60, S. 948 – 953.
- Vistnes, J. P. (1997): Gender Differences in Days Lost from Work due to Illness, *Industrial and Labor Relations Review*, 50, 2, S. 304 – 323.
- Weiss, A. (1985): Absenteeism and Wages, *Economics Letters*, 19, S. 277 – 279.
- Wells, C.; Edgerton, D. L.; Kruse, A. (2004): An Analysis of Sick Leave in Sweden using Panel Data 1985-1997, Lund University, Department of Economics, Working Paper 2004:3.
- Weth, S. (1999): Vier Thesen zur Diskussion des Themas: Die Feststellung der Arbeitsunfähigkeit. Eine Zumutung für den Arzt?, Dissertation, <http://jung.jura.uni-sb.de/stammsei11.html>, Stand: 22.03.2004.
- Wilson, N.; Peel, M. J. (1991): The Impact on Absenteeism and Quits of Profit-Sharing and Other Forms of Employee Participation, *Industrial and Labor Relations Review*, 44, 3, S. 454 – 468.
- Winkelmann, R. (1996a): Another Look at Work Contracts and Absenteeism, University of Canterbury, Departments of Economics, Discussion Paper 9601.
- Winkelmann, R. (1996b): Markov Chain Monte Carlo Analysis of Underreported Count Data with an Application to Worker Absenteeism, *Empirical Economics*, 21, S. 575 – 587.
- Winkelmann, R. (1999): Wage, Firm Size and Absenteeism, *Applied Economics Letters*, 6, 6, S. 337 – 341.
- Winkler, D. R. (1980): The Effect of Sick-Leave Policy on Teacher Absenteeism, *Industrial and Labor Relations Review*, 33, 2, S. 232 – 240.

Zoike, E. (1991): Krankenstand – Einflussfaktoren und Steuerungspotentiale, Arbeit und Sozialpolitik, 11/12, S. 41 – 48.

## Anhang

Tabelle 9: Variablenbeschreibung

Variable	Beschreibung
AU-Tage	Anzahl der Arbeitsunfähigkeitstage im letzten Jahr
AU_Tag_1	Im letzten Jahr wegen Krankheit gefehlt: 1 = ja; 0 = nein
Ø AU-Tage	Gleitender Durchschnitt der Arbeitsunfähigkeitstage über den Beobachtungszeitraum
Arbeitslosenquote	Jährliche Arbeitslosenquoten getrennt nach Bundesländern und Geschlecht
Sorgen	Sorgen um den eigenen Arbeitsplatz: 1 = große Sorgen, 2 = geringe Sorgen, 3 = keine Sorgen
Unterbrechung	Befragte hat innerhalb der Beobachtungszeit eine Arbeitslosenphase aufgewiesen: 1 = ja; 0 = nein
Stundenlohn	Stundenlohn als Quotient aus Bruttojahreslohn und Jahresarbeitszeit in Stunden
Ln_Lohn	Natürlicher Logarithmus des Stundenlohnes
Differenz Arbeitszeit	Differenz aus gewünschter und tatsächlicher Arbeitszeit: 1 = wenn Differenz < null; 0 = wenn Differenz >= null
Befristeter Vertrag	Bestehender Arbeitsvertrag ist befristet: 1 = ja; 0 = nein
Geschlecht	Geschlecht: 1 = männlich; 0 = weiblich
Betriebsgröße 1 – 20	Betriebsgröße: 1 = 1 – 20 Mitarbeiter; 0 = wenn nicht
Betriebsgröße 21 – 200	Betriebsgröße: 1 = 21 – 200 Mitarbeiter; 0 = wenn nicht
Betriebsgröße 201 – 2000	Betriebsgröße: 1 = 201 – 2000 Mitarbeiter; 0 = wenn nicht
Betriebsgröße > 2000	Betriebsgröße: 1 = > 2000 Mitarbeiter; 0 = wenn nicht
Betriebszugehörigkeit	Dauer der Betriebszugehörigkeit in Jahren
Zufriedenheit Gesundheit	Zufriedenheit mit Gesundheit: 0 = sehr unzufrieden; 10 = sehr zufrieden
Behinderung	Eine Behinderung liegt vor: 1 = ja; 0 = nein
Alter	Lebensalter in Jahren
Familienstand	Familienstand: 1 = verheiratet; 0 = unverheiratet

Variable	Beschreibung
Kind unter 16 Jahren	Kinder unter 16 Jahren im Haushalt: 1 = ja; 0 = nein
Nation	Nationalität: 1 = deutsch; 0 = nicht deutsch
Ohne Ausbildung	Berufliche Bildung – keine Lehre: 1 = keine Lehre; 0 = wenn anders
Lehre	Berufliche Bildung – Lehre: 1 = Lehre; 0 = wenn anders; Referenz
Studium	Berufliche Bildung – Studium: 1 = Studium; 0 = wenn anders
Arbeiter	Stellung im Beruf Angestellter: 1 = ja; 0 = nein
Angestellter	Stellung im Beruf Arbeiter: 1 = ja; 0 = nein
Wirtschaftszweige	17 Wirtschaftszweige nach NACE – Klassifikation

Tabelle 10: Gliederung und Kodierung der Wirtschaftszweigklassifikation der Europäischen Union (NACE)

Land, Forst, Fischerei	1 = Berufe in der Land- und Forstwirtschaft, Fischerei und Fischzucht (A, B)
Bergbau	2 = Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden (C)
Herstellung	3 = Herstellung von Waren und Verarbeitendes Gewerbe (D)
Energie, Wasser	4 = Energie und Wasserversorgung (E)
Bau	5 = Bau (F)
Handel, Reparaturen	6 = Handel; Instandhaltung und Reparatur von Kraftfahrzeugen und Gebrauchsgüter (G)
Beherbergung	7 = Beherbergungs- und Gaststätten (H)
Verkehr, Nachrichten	8 = Verkehr und Nachrichtenübermittlung (I)
Kredit, Versicherung	9 = Kreditinstitute und Versicherungswesen ohne Sozialversicherung (J)
Grundstück, Wohnung.	10 = Grundstücks- und Wohnungswesen, Vermietung beweglicher Sachen, Erbringung von unternehmensbezogenen Dienstleistungen (K)
öffentl. Verwaltung	11 = Öffentliche Verwaltung, Verteidigung, Sozialversicherung (L)
Erziehung	12 = Erziehung und Unterricht (M)
Gesundheitswesen	13 = Gesundheits-, Veterinär-, und Sozialwesen (N)
sonstige öffentl. Leistungen	14 = Erbringung von sonstigen öffentlichen und persönlichen Dienstleistungen (O)
Private Haushalte	15 = Private Haushalte (P)
exterritoriale Organisationen	16 = Exterritoriale Organisationen (Q)
sonstige	17 = Die nicht in eine der NACE Kategorien eingeordnet werden konnte





Tabelle 12: Arbeitslosenquote Gesamtsample

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Arbeitslosenquote	-0.018 (5.16)***	-0.007 (5.16)***	-0.019 (7.31)***	-0.182 (7.27)***	0.009 (3.54)***	0.033 (7.72)***	-0.034 (1.29)	0.001 (0.65)	0.025 (0.65)
Unterbrechung	0.161 (6.26)***	0.062 (6.29)***	0.136 (8.19)***	1.361 (7.88)***	0.130 (7.94)***	-0.162 (5.70)***	1.809 (9.81)***	0.041 (2.63)***	0.712 (2.61)***
Ln_Lohn	1.430 (7.63)***	0.556 (7.63)***	1.703 (9.94)***	16.478 (9.85)***	0.533 (3.14)***	-2.360 (8.82)***	13.094 (7.66)***	0.067 (0.50)	1.153 (0.50)
Ln_Lohn <sup>2</sup>	-0.143 (6.65)***	-0.056 (6.66)***	-0.180 (9.20)***	-1.743 (9.14)***	-0.099 (5.07)***	0.233 (7.56)***	-1.709 (8.74)***	-0.022 (1.40)	-0.373 (1.40)
Differenz	0.075 (4.29)***	0.029 (4.27)***	0.106 (7.41)***	1.014 (7.43)***	0.005 (0.31)	-0.176 (7.07)***	0.661 (4.41)***	0.015 (1.33)	0.255 (1.33)
Befristung	-0.147 (3.09)***	-0.058 (3.06)***	-0.150 (3.73)***	-1.354 (3.99)***	0.003 (0.07)	0.229 (3.29)***	-0.798 (1.96)**	-0.006 (0.20)	-0.106 (0.20)
Betriebsgröße 1 – 20	-0.275 (8.51)***	-0.108 (8.48)***	-0.306 (12.97)***	-2.744 (13.89)***	-0.266 (11.34)***	0.370 (9.15)***	-3.397 (16.76)***	-0.109 (5.27)***	-1.804 (5.45)***
Betriebsgröße 21 – 200	-0.135 (4.70)***	-0.053 (4.68)***	-0.173 (8.42)***	-1.617 (8.67)***	-0.088 (4.33)***	0.222 (6.19)***	-1.545 (7.63)***	-0.051 (2.85)***	-0.858 (2.88)***
Betriebsgröße 201 – 2000	-0.049 (1.72)*	-0.019 (1.71)*	-0.068 (3.36)***	-0.649 (3.42)***	-0.083 (4.05)***	0.075 (2.05)**	-0.984 (4.83)***	-0.027 (1.57)	-0.459 (1.58)

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null	
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.
Betriebszugehörigkeit	0.010 (2.88)***	0.004 (2.88)***	0.010 (3.78)***	0.098 (3.77)***	0.008 (2.95)***	-0.006 (1.45)	0.008 (3.60)***	0.139 (3.59)***
Betriebszugehörigkeit <sup>2</sup>	-0.000 (3.10)***	-0.000 (3.11)***	-0.000 (5.13)***	-0.004 (5.11)***	-0.000 (2.09)**	0.000 (3.01)***	-0.000 (2.69)***	-0.003 (2.68)***
Alter	-0.070 (9.20)***	-0.027 (9.20)***	-0.070 (12.62)***	-0.679 (12.46)***	-0.021 (3.65)***	0.096 (9.71)***	-0.038 (7.95)***	-0.645 (7.93)***
Alter <sup>2</sup>	0.001 (7.18)***	0.000 (7.18)***	0.001 (10.61)***	0.007 (10.53)***	0.000 (6.09)***	-0.001 (7.29)***	0.001 (9.00)***	0.009 (8.98)***
Geschlecht	-0.257 (9.46)***	-0.099 (9.64)***	-0.246 (13.61)***	-2.468 (12.91)***	-0.012 (0.68)	0.394 (12.54)***	-0.013 (0.77)	-0.222 (0.77)
Zufriedenheit	-0.102 (21.37)***	-0.040 (21.37)***	-0.123 (35.75)***	-1.193 (32.64)***	-0.111 (32.16)***	0.165 (24.70)***	-0.056 (19.53)***	-0.958 (19.30)***
Behinderung	0.312 (6.71)***	0.116 (7.10)***	0.324 (10.77)***	3.648 (9.29)***	0.288 (9.51)***	-0.406 (6.82)***	0.051 (2.07)**	0.888 (2.02)**
Familienstand	-0.001 (0.04)	-0.000 (0.04)	-0.010 (0.53)	-0.096 (0.53)	0.027 (1.49)	0.035 (1.08)	0.011 (0.66)	0.184 (0.66)
Kind unter 16 Jahren	0.016 (0.72)	0.006 (0.72)	0.038 (2.31)**	0.368 (2.30)**	0.009 (0.53)	-0.046 (1.62)	0.005 (0.34)	0.081 (0.34)
Nation	-0.121 (3.81)***	-0.046 (3.86)***	-0.144 (7.12)***	-1.453 (6.80)***	-0.138 (6.90)***	0.140 (3.92)***	-0.120 (6.31)***	-2.113 (6.10)***

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null	
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.
Keine Ausbildung	0.051 (1.70)*	0.020 (1.70)*	0.089 (4.45)***	0.883 (4.33)***	0.035 (1.79)*	-0.127 (3.60)***	0.772 (3.61)***	0.780 (2.47)**
Hochschulabschluss	-0.109 (3.14)***	-0.043 (3.13)***	-0.156 (6.05)***	-1.423 (6.39)***	-0.214 (8.29)***	0.140 (3.37)***	-2.215 (10.18)***	-2.399 (6.64)***
Angestellter	-0.179 (6.95)***	-0.070 (6.92)***	-0.243 (12.83)***	-2.334 (12.71)***	-0.274 (13.99)***	0.265 (8.25)***	-3.376 (17.33)***	-3.025 (10.45)***
Region	-0.000 (0.01)	-0.000 (0.01)	-0.024 (0.79)	-0.236 (0.78)	0.013 (0.42)	0.036 (0.72)	-0.009 (0.03)	-1.488 (2.95)***
Land, Forst, Fischerei	-0.126 (1.42)	-0.049 (1.41)	-0.114 (1.65)*	-1.041 (1.75)*	-0.043 (0.63)	0.148 (1.41)	-0.882 (1.38)	-0.338 (0.33)
Bergbau	-0.354 (3.40)***	-0.140 (3.41)***	-0.458 (5.56)***	-3.574 (6.97)***	0.219 (2.73)***	0.680 (5.96)***	-0.870 (1.08)	2.100 (1.68)*
Energie, Wasser	-0.112 (1.02)	-0.044 (1.02)	-0.063 (0.77)	-0.593 (0.79)	-0.014 (0.17)	0.132 (1.01)	-0.590 (0.74)	1.002 (0.76)
Bau	-0.029 (0.84)	-0.011 (0.84)	-0.012 (0.48)	-0.115 (0.48)	0.070 (2.77)***	0.032 (0.75)	0.528 (1.95)*	0.284 (0.75)
Handel, Reparaturen	-0.078 (2.51)**	-0.031 (2.50)**	-0.087 (3.76)***	-0.817 (3.85)***	0.012 (0.49)	0.122 (3.15)***	-0.332 (1.41)	-0.422 (1.23)
Beherbergung	-0.228 (3.00)***	-0.090 (2.98)***	-0.259 (4.23)***	-2.215 (4.78)***	0.070 (1.13)	0.417 (4.37)***	-0.967 (1.62)	0.807 (0.91)

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Verkehr, Nachrichten	-0.133 (2.36)**	-0.052 (2.35)**	-0.095 (2.22)**	-0.883 (2.32)**	0.204 (4.75)***	0.240 (3.50)***	0.986 (1.96)**	0.117 (3.18)***	2.110 (3.02)***
Kredit, Versicherungen	0.145 (2.38)**	0.055 (2.43)**	0.116 (2.95)***	1.187 (2.80)***	-0.079 (2.01)**	-0.259 (3.50)***	0.128 (0.32)	-0.028 (0.75)	-0.474 (0.76)
Grundstück, Wohnung	0.062 (1.47)	0.024 (1.48)	0.032 (1.03)	0.315 (1.01)	-0.058 (1.81)*	-0.125 (2.25)**	-0.102 (0.32)	-0.047 (1.68)*	-0.783 (1.71)*
Öffentl. Verwaltung	0.078 (0.43)	0.030 (0.43)	0.132 (0.95)	1.371 (0.89)	0.234 (1.65)*	-0.162 (0.63)	3.086 (1.59)	0.032 (0.26)	0.559 (0.26)
Erziehung	0.078 (0.64)	0.030 (0.65)	0.108 (1.17)	1.098 (1.11)	0.034 (0.37)	-0.097 (0.63)	0.660 (0.66)	0.125 (1.54)	2.278 (1.45)
Gesundheitswesen	-0.028 (0.52)	-0.011 (0.52)	-0.063 (1.59)	-0.596 (1.63)	0.064 (1.62)	0.069 (1.05)	0.335 (0.79)	-0.039 (1.09)	-0.656 (1.11)
Sonst. öffentl. Leistungen	-0.068 (0.95)	-0.027 (0.94)	-0.037 (0.67)	-0.352 (0.68)	0.043 (0.76)	0.043 (0.47)	0.235 (0.40)	-0.033 (0.69)	-0.562 (0.70)
Private Haushalte	-0.019 (0.10)	-0.007 (0.10)	-0.074 (0.47)	-0.690 (0.49)	-0.086 (0.54)	0.040 (0.16)	-0.873 (0.60)	-0.009 (0.07)	-0.155 (0.07)
exterritoriale Organisation	0.325 (0.98)	0.120 (1.05)	0.397 (1.83)*	4.714 (1.51)	0.134 (0.61)	-0.332 (0.84)	2.563 (0.91)	0.214 (1.16)	4.072 (1.05)
Sonstige	-0.088 (1.76)*	-0.035 (1.75)*	-0.088 (2.09)**	-0.820 (2.18)**	0.062 (1.45)	0.188 (2.70)***	-0.133 (0.30)	0.070 (2.09)**	1.241 (2.03)**

	Probit	Negbin	Zinb	Negbin o. null
	Koeff.	Koeff.	Koeff.	Koeff.
	m. E.	m. E.	m. E.	m. E.
Konstante	-0.374 (0.86)	-2.156 (5.55)***	3.304 (8.56)***	2.064 (6.74)***
Inalpha:Konstante			-0.060 (4.52)***	
N of Observations	37095	37095	37095	21030
N of Persons	10903	10903	8294	8294
Log Likelihood	-22967.15	-106187.25	-103329	-78881.38
Wald-Test	1264.94	3479.19	4596	1589.97
LR-Test-Pool	2508.16	859.30		4743.31
LR-Test-OV		6.26		2.96
Voung			54	
LR-Test-Z			297619	

Absolute value of z statistics in parentheses

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

Tabelle 13: Arbeitslosenquote Westsample

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Arbeitslosenquote	-0.024 (5.69)***	-0.009 (5.69)***	-0.025 (8.26)***	-0.249 (8.19)***	0.013 (4.21)***	0.045 (8.65)***	-0.038 (1.21)	0.001 (0.44)	0.020 (0.44)
Unterbrechung	0.175 (5.93)***	0.066 (6.02)***	0.140 (7.55)***	1.437 (7.25)***	0.135 (7.46)***	-0.166 (5.11)***	1.867 (9.02)***	0.039 (2.25)**	0.671 (2.23)**
Ln_Lohn	1.593 (7.85)***	0.612 (7.85)***	1.885 (10.21)***	18.665 (10.10)***	0.533 (2.92)***	-2.614 (9.00)***	13.734 (7.48)***	0.153 (1.05)	2.587 (1.05)
Ln_Lohn <sup>2</sup>	-0.160 (6.88)***	-0.061 (6.89)***	-0.199 (9.48)***	-1.973 (9.40)***	-0.100 (4.78)***	0.259 (7.76)***	-1.789 (8.54)***	-0.031 (1.83)*	-0.522 (1.83)*
Differenz	0.079 (4.07)***	0.030 (4.06)***	0.115 (7.45)***	1.129 (7.45)***	0.007 (0.47)	-0.194 (7.03)***	0.728 (4.48)***	0.016 (1.32)	0.270 (1.32)
Befristung	-0.158 (2.96)***	-0.062 (2.92)***	-0.164 (3.69)***	-1.507 (3.98)***	-0.025 (0.54)	0.241 (3.05)***	-1.040 (2.37)**	-0.019 (0.55)	-0.326 (0.56)
Betriebsgröße 1 – 20	-0.284 (7.94)***	-0.111 (7.84)***	-0.306 (11.82)***	-2.788 (12.73)***	-0.263 (10.32)***	0.372 (8.31)***	-3.351 (15.32)***	-0.104 (4.64)***	-1.716 (4.80)***
Betriebsgröße 21 – 200	-0.139 (4.41)***	-0.054 (4.39)***	-0.170 (7.70)***	-1.621 (7.93)***	-0.100 (4.59)***	0.215 (5.49)***	-1.603 (7.43)***	-0.052 (2.73)**	-0.874 (2.76)**
Betriebsgröße 201 – 2000	-0.040 (1.31)	-0.015 (1.31)	-0.063 (2.96)***	-0.618 (3.00)***	-0.082 (3.84)***	0.070 (1.79)*	-0.963 (4.48)***	-0.022 (1.19)	-0.365 (1.20)

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null	
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.
Betriebszugehörigkeit	0.010 (2.71)***	0.004 (2.71)***	0.010 (3.30)***	0.095 (3.29)***	0.007 (2.31)**	-0.005 (1.11)	0.080 (2.67)***	0.127 (3.06)***
Betriebszugehörigkeit <sup>2</sup>	-0.000 (3.06)***	-0.000 (3.06)***	-0.000 (4.91)***	-0.004 (4.89)***	-0.000 (2.14)**	0.000 (2.85)***	-0.003 (3.45)***	-0.003 (2.48)**
Alter	-0.070 (8.34)***	-0.027 (8.34)***	-0.071 (11.83)***	-0.700 (11.65)***	-0.019 (3.04)***	0.096 (8.81)***	-0.497 (7.81)***	-0.659 (7.65)***
Alter <sup>2</sup>	0.001 (6.65)***	0.000 (6.64)***	0.001 (10.25)***	0.007 (10.15)***	0.000 (5.48)***	-0.001 (6.80)***	0.007 (8.79)***	0.009 (8.77)***
Geschlecht	-0.241 (8.01)***	-0.092 (8.11)***	-0.218 (11.14)***	-2.233 (10.55)***	-0.027 (1.40)	0.346 (10.00)***	-1.416 (6.84)***	-0.157 (0.51)
Zufriedenheit	-0.103 (19.71)***	-0.040 (19.71)***	-0.124 (33.44)***	-1.225 (30.28)***	-0.109 (29.69)***	0.169 (23.01)***	-1.568 (35.85)***	-0.934 (17.87)***
Behinderung	0.311 (6.14)***	0.114 (6.55)***	0.317 (9.89)***	3.637 (8.56)***	0.295 (9.19)***	-0.414 (6.37)***	4.810 (9.86)***	0.978 (2.17)**
Familienstand	-0.010 (0.36)	-0.004 (0.36)	-0.013 (0.63)	-0.126 (0.63)	0.047 (2.34)**	0.055 (1.52)	0.240 (1.17)	0.318 (1.07)
Kind unter 16 Jahren	0.009 (0.39)	0.004 (0.39)	0.035 (1.94)*	0.344 (1.93)*	0.002 (0.12)	-0.043 (1.34)	0.165 (0.88)	0.130 (0.51)
Nation	-0.115 (3.55)***	-0.044 (3.59)***	-0.137 (6.67)***	-1.408 (6.42)***	-0.124 (6.12)***	0.136 (3.74)***	-1.647 (7.19)***	-1.931 (5.79)***



	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null	
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.
Keine Ausbildung	0.064 (2.03)**	0.024 (2.04)**	0.101 (4.89)***	1.028 (4.74)***	0.021 (1.04)	-0.152 (4.15)***	0.707 (3.25)***	0.651 (2.04)**
Hochschulabschluss	-0.059 (1.43)	-0.023 (1.43)	-0.120 (4.05)***	-1.135 (4.24)***	-0.304 (10.20)***	0.048 (0.95)	-2.603 (10.91)***	-2.680 (6.54)***
Angestellter	-0.186 (6.43)***	-0.072 (6.40)***	-0.250 (12.06)***	-2.459 (12.04)***	-0.298 (13.90)***	0.264 (7.34)***	-3.586 (16.65)***	-3.360 (10.64)***
Land, Forst, Fischerei	-0.094 (0.75)	-0.037 (0.74)	0.012 (0.13)	0.115 (0.13)	-0.165 (1.86)*	-0.070 (0.45)	-1.191 (1.51)	-0.124 (0.09)
Bergbau	-0.365 (2.97)***	-0.144 (2.95)***	-0.499 (5.16)***	-3.909 (6.61)***	0.349 (3.76)***	0.782 (5.90)***	-0.136 (0.13)	3.050 (2.11)**
Energie, Wasser	-0.020 (0.15)	-0.008 (0.15)	0.012 (0.12)	0.115 (0.12)	-0.152 (1.53)	0.015 (0.09)	-1.333 (1.54)	0.829 (0.54)
Bau	-0.043 (1.06)	-0.017 (1.06)	-0.048 (1.66)*	-0.466 (1.69)*	0.064 (2.27)**	0.084 (1.74)*	0.299 (0.98)	0.081 (0.19)
Handel, Reparaturen	-0.046 (1.32)	-0.018 (1.31)	-0.056 (2.20)**	-0.542 (2.24)**	-0.009 (0.34)	0.069 (1.59)	-0.314 (1.22)	-0.442 (1.19)
Beherbergung	-0.267 (3.17)***	-0.105 (3.14)***	-0.314 (4.60)***	-2.682 (5.34)***	-0.057 (0.83)	0.486 (4.57)***	-2.132 (3.67)***	0.081 (0.08)
Verkehr, Nachrichten	-0.199 (3.05)***	-0.078 (3.02)***	-0.179 (3.55)***	-1.631 (3.85)***	0.176 (3.49)***	0.387 (4.83)***	0.133 (0.24)	2.188 (2.87)***

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null	
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.
Kredit, Versicherungen	0.149 (2.27)**	0.056 (2.32)**	0.127 (3.05)***	1.336 (2.88)***	-0.092 (2.23)**	-0.277 (3.50)***	0.022 (0.05)	-0.015 (0.37)
Grundstück, Wohnung	0.021 (0.43)	0.008 (0.43)	-0.007 (0.20)	-0.068 (0.20)	-0.083 (2.33)**	-0.075 (1.19)	-0.496 (1.44)	-0.051 (1.62)
Öffentl. Verwaltung	-0.063 (0.30)	-0.024 (0.30)	0.024 (0.15)	0.245 (0.15)	0.280 (1.72)*	0.032 (0.11)	2.808 (1.27)	0.055 (0.38)
Erziehung	0.094 (0.60)	0.036 (0.61)	0.123 (1.08)	1.292 (1.02)	-0.005 (0.04)	-0.137 (0.67)	0.412 (0.34)	0.110 (1.08)
Gesundheitswesen	-0.009 (0.14)	-0.003 (0.14)	-0.036 (0.81)	-0.351 (0.83)	0.038 (0.86)	0.017 (0.23)	0.289 (0.62)	-0.048 (1.20)
Sonst. öffentl. Leistungen	-0.123 (1.51)	-0.048 (1.50)	-0.085 (1.36)	-0.807 (1.42)	-0.003 (0.05)	0.114 (1.10)	-0.420 (0.68)	-0.065 (1.18)
Private Haushalte	-0.131 (0.53)	-0.051 (0.53)	-0.224 (1.19)	-1.989 (1.33)	-0.259 (1.33)	0.156 (0.48)	-2.497 (1.71)*	-0.144 (0.86)
exterritoriale Organisation	0.236 (0.69)	0.087 (0.73)	0.321 (1.44)	3.750 (1.23)	-0.009 (0.04)	-0.278 (0.69)	0.815 (0.33)	0.145 (0.76)
Sonstige	-0.077 (1.33)	-0.030 (1.32)	-0.092 (1.92)*	-0.875 (2.00)**	0.042 (0.85)	0.200 (2.46)**	-0.334 (0.67)	0.053 (1.38)
Konstante	-0.748 (1.61)		-2.570 (6.19)***		3.264 (7.93)***	1.551 (2.37)**		1.785 (5.47)***

	Probit Koeff. m. E.	Negbin Koeff. m. E.	Zinb Koeff. m. E.	Negbin o. null Koeff. m. E.
Inalpha:Konstante				
N of Observations	30514	30514	30514	17750
N of Persons	8862	8862	8862	6797
Log Likelihood	-18711.32	-88701.19	-86337	-66481.98
Wald-Test	1027.88	2932.24	4296	1455.86
LR-Test-Pool	2166.23	825.83		3938.37
LR-Test-OV		5.08		2.46
Young			49	
LR-Test-Z			247836	

Absolute value of z statistics in parentheses

\* significant at 10%, \*\* significant at 5%, \*\*\* significant at 1%

Tabelle 14: Arbeitslosenquote Ostsample

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Arbeitslosenquote	-0.004 (0.54)	-0.001 (0.54)	-0.010 (1.65)*	-0.086 (1.65)*	-0.003 (0.51)	0.012 (1.23)	-0.073 (1.18)	-0.002 (0.45)	-0.040 (0.45)
Unterbrechung	0.106 (2.05)**	0.042 (2.06)**	0.107 (2.74)***	0.921 (2.71)***	0.117 (2.92)***	-0.134 (2.21)**	1.528 (3.72)***	0.057 (1.55)	1.004 (1.55)
Ln_Lohn	0.823 (1.57)	0.328 (1.53)	0.859 (1.60)	7.314 (1.60)	-1.214 (2.06)**	-1.703 (2.22)**	-3.439 (0.61)	-0.634 (1.83)*	-11.189 (1.83)*
Ln_Lohn <sup>2</sup>	-0.089 (1.43)	-0.035 (1.40)	-0.097 (1.52)	-0.822 (1.52)	0.123 (1.80)*	0.184 (2.04)**	0.308 (0.47)	0.057 (1.39)	1.009 (1.39)
Differenz	0.057 (1.36)	0.023 (1.36)	0.069 (1.83)*	0.581 (1.85)*	-0.001 (0.03)	-0.108 (1.83)*	0.413 (1.10)	0.026 (0.87)	0.454 (0.87)
Befristung	-0.105 (1.01)	-0.042 (1.02)	-0.083 (0.87)	-0.681 (0.91)	0.109 (1.13)	0.174 (1.16)	0.200 (0.20)	0.059 (0.79)	1.070 (0.77)
Betriebsgröße 1 – 20	-0.211 (2.61)***	-0.084 (2.61)***	-0.268 (4.14)***	-2.190 (4.28)***	-0.216 (3.31)***	0.317 (3.04)***	-2.912 (4.87)***	-0.128 (2.29)**	-2.215 (2.34)**
Betriebsgröße 21 – 200	-0.077 (1.02)	-0.031 (1.02)	-0.122 (1.99)**	-1.025 (2.02)**	-0.007 (0.11)	0.164 (1.66)*	-0.701 (1.15)	-0.045 (0.87)	-0.795 (0.88)
Betriebsgröße 201 – 2000	-0.055 (0.68)	-0.022 (0.69)	-0.046 (0.69)	-0.385 (0.70)	-0.064 (0.96)	0.049 (0.46)	-0.710 (1.11)	-0.063 (1.14)	-1.084 (1.16)

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Betriebszugehörigkeit	0.002 (0.19)	0.001 (0.19)	0.004 (0.52)	0.032 (0.52)	0.005 (0.70)	-0.000 (0.01)	0.044 (0.61)	0.008 (1.36)	0.143 (1.36)
Betriebszugehörigkeit <sup>2</sup>	-0.000 (0.31)	-0.000 (0.31)	-0.000 (0.79)	-0.001 (0.79)	0.000 (0.70)	0.000 (0.41)	0.001 (0.37)	-0.000 (0.76)	-0.002 (0.76)
Alter	-0.079 (4.12)***	-0.032 (3.47)***	-0.078 (4.98)***	-0.661 (4.94)***	-0.030 (1.92)*	0.103 (4.20)***	-0.654 (4.26)***	-0.024 (1.78)*	-0.421 (1.78)*
Alter <sup>2</sup>	0.001 (2.98)***	0.000 (2.70)***	0.001 (3.65)***	0.006 (3.63)***	0.000 (2.48)**	-0.001 (2.88)***	0.007 (3.89)***	0.000 (1.82)*	0.005 (1.82)*
Geschlecht	-0.274 (3.99)***	-0.109 (4.02)***	-0.362 (6.52)***	-3.221 (6.13)***	0.061 (1.12)	0.497 (5.79)***	-1.408 (2.55)**	-0.037 (0.76)	-0.663 (0.76)
Zufriedenheit	-0.096 (8.16)***	-0.038 (5.07)***	-0.122 (12.67)***	-1.037 (12.09)***	-0.113 (11.70)***	0.144 (8.94)***	-1.512 (13.45)***	-0.065 (8.24)***	-1.154 (8.15)***
Behinderung	0.299 (2.49)**	0.118 (2.56)**	0.336 (3.79)***	3.355 (3.25)***	0.223 (2.48)**	-0.375 (2.49)**	3.849 (3.07)***	-0.008 (0.10)	-0.137 (0.10)
Familienstand	0.071 (1.16)	0.028 (1.16)	0.056 (1.13)	0.471 (1.15)	-0.054 (1.11)	-0.092 (1.21)	-0.084 (0.17)	-0.028 (0.65)	-0.492 (0.64)
Kind unter 16 Jahren	0.031 (0.59)	0.012 (0.59)	0.030 (0.69)	0.254 (0.69)	-0.001 (0.02)	-0.042 (0.63)	0.157 (0.36)	-0.045 (1.23)	-0.798 (1.22)
Nation	-0.691 (1.16)	-0.255 (1.37)	-0.553 (1.48)	-6.284 (1.14)	-0.043 (0.11)	0.875 (1.14)	-3.667 (0.72)	-0.066 (0.22)	-1.207 (0.21)

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Keine Ausbildung	-0.044 (0.39)	-0.017 (0.39)	-0.019 (0.20)	-0.161 (0.20)	-0.043 (0.45)	0.006 (0.04)	-0.373 (0.41)	0.067 (0.89)	1.222 (0.86)
Hochschulabschluss	-0.197 (3.01)***	-0.078 (3.03)***	-0.220 (4.04)***	-1.764 (4.25)***	-0.034 (0.62)	0.269 (3.39)***	-1.317 (2.67)***	-0.106 (2.20)**	-1.811 (2.27)**
Angestellter	-0.145 (2.53)**	-0.058 (2.53)**	-0.208 (4.36)***	-1.763 (4.36)***	-0.137 (2.81)***	0.260 (3.51)***	-2.152 (4.48)***	-0.080 (1.94)*	-1.411 (1.96)*
Land, Forst, Fischerei	-0.163 (1.30)	-0.065 (1.31)	-0.237 (2.17)**	-1.814 (2.41)**	0.220 (2.03)**	0.354 (2.33)**	0.327 (0.28)	0.006 (0.06)	0.107 (0.06)
Bergbau	-0.177 (0.90)	-0.070 (0.91)	-0.226 (1.41)	-1.728 (1.58)	-0.300 (1.87)*	0.198 (0.85)	-2.759 (2.51)**	0.002 (0.02)	0.042 (0.02)
Energie, Wasser	-0.181 (1.02)	-0.072 (1.03)	-0.098 (0.66)	-0.799 (0.70)	0.254 (1.71)*	0.166 (0.78)	1.564 (0.89)	0.100 (0.77)	1.857 (0.73)
Bau	0.030 (0.44)	0.012 (0.44)	0.133 (2.43)**	1.180 (2.33)**	0.198 (3.59)***	-0.128 (1.47)	2.336 (3.59)***	0.073 (1.55)	1.323 (1.53)
Handel, Reparaturen	-0.206 (2.92)***	-0.082 (2.93)***	-0.210 (3.56)***	-1.674 (3.77)***	0.169 (2.92)***	0.307 (3.47)***	0.137 (0.23)	-0.004 (0.08)	-0.069 (0.08)
Beherbergung	-0.055 (0.31)	-0.022 (0.31)	0.009 (0.06)	0.074 (0.06)	0.617 (4.48)***	0.145 (0.67)	6.015 (2.46)**	0.232 (1.96)**	4.580 (1.77)*
Verkehr, Nachrichten	0.093 (0.84)	0.037 (0.84)	0.222 (2.59)***	2.095 (2.35)**	0.344 (4.02)***	-0.178 (1.31)	4.325 (3.50)***	0.115 (1.51)	2.132 (1.44)

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Kredit, Versicherungen	0.130 (0.78)	0.052 (0.78)	0.066 (0.54)	0.579 (0.52)	0.128 (1.05)	-0.151 (0.72)	1.810 (1.24)	-0.141 (1.20)	-2.331 (1.28)
Grundstück, Wohnung	0.215 (2.32)**	0.085 (2.34)**	0.215 (2.95)***	2.013 (2.70)***	0.157 (2.14)**	-0.284 (2.37)**	2.667 (2.95)***	-0.005 (0.07)	-0.082 (0.07)
Öffentl. Verwaltung	0.597 (1.45)	0.225 (1.64)	0.451 (1.67)*	4.845 (1.35)	0.154 (0.54)	-0.949 (1.41)	5.338 (1.22)	0.020 (0.09)	0.363 (0.09)
Erziehung	0.120 (0.64)	0.048 (0.64)	0.143 (0.91)	1.302 (0.85)	0.125 (0.79)	-0.159 (0.67)	1.810 (0.99)	0.148 (1.08)	2.800 (1.00)
Gesundheitswesen	-0.084 (0.75)	-0.033 (0.76)	-0.140 (1.51)	-1.119 (1.60)	0.180 (1.98)**	0.200 (1.47)	0.708 (0.72)	0.026 (0.33)	0.469 (0.33)
Sonst. öffentl. Leistungen	0.111 (0.74)	0.044 (0.74)	0.169 (1.36)	1.560 (1.26)	0.275 (2.21)**	-0.174 (0.88)	3.508 (2.05)**	0.087 (0.84)	1.598 (0.81)
Private Haushalte	0.220 (0.67)	0.087 (0.68)	0.420 (1.54)	4.442 (1.26)	0.380 (1.37)	-0.248 (0.58)	5.260 (1.21)	0.324 (1.52)	6.746 (1.30)
exterritoriale Organisation	7.956 (0.00)	0.499 (50.21)***	2.204 (3.09)***	68.637 (1.25)	1.320 (1.35)	-12.047 (0.02)	50.737 (0.88)	1.674 (3.00)***	76.438 (1.46)
Sonstige	-0.098 (0.99)	-0.039 (0.99)	-0.060 (0.67)	-0.496 (0.69)	0.214 (2.39)**	0.144 (1.04)	1.285 (1.24)	0.128 (1.86)*	2.398 (1.77)*
Konstante	1.755 (1.33)		0.380 (0.31)		6.820 (5.05)***	-1.432 (0.77)		3.502 (4.17)***	

	Probit Koeff. m. E.	Negbin Koeff. m. E.	Zinb Koeff. m. E.	Negbin o. null Koeff. m. E.
Inalpha:Konstante				
N of Observations	6581	6581	6581	3280
N of Persons	2095	2095		1528
Log Likelihood	-4221.13	-17392.97	-16847	-12374.84
Wald-Test	228.81	502.55	468	183.74
LR-Test-Pool	303.87	52.61		761.24
LR-Test-OV		1.13		0.47
Young			23	
LR-Test-Z			46970	

Absolute value of z statistics in parentheses

\* significant at 10%, \*\* significant at 5%, \*\*\* significant at 1%



Tabelle 15: Sorgen Gesamtsample

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Große Sorgen	-0.007 (0.26)	-0.003 (0.26)	-0.026 (1.19)	-0.244 (1.20)	0.064 (2.90)***	0.055 (1.45)	0.384 (1.62)	0.011 (0.67)	0.191 (0.66)
Einige Sorgen	0.001 (0.06)	0.000 (0.06)	-0.008 (0.50)	-0.073 (0.50)	-0.020 (1.30)	-0.003 (0.10)	-0.171 (1.07)	-0.024 (1.99)**	-0.408 (1.99)**
Unterbrechung	0.158 (6.09)***	0.061 (6.15)***	0.132 (7.90)***	1.314 (7.62)***	0.133 (8.07)***	-0.156 (5.46)***	1.806 (9.80)***	0.042 (2.69)***	0.725 (2.66)***
Ln_Lohn	1.487 (7.81)***	0.578 (7.81)***	1.751 (10.06)***	16.858 (9.98)***	0.482 (2.80)***	-2.454 (9.06)***	12.906 (7.48)***	0.058 (0.42)	0.977 (0.42)
Ln_Lohn <sup>2</sup>	-0.151 (6.93)***	-0.059 (6.93)***	-0.187 (9.43)***	-1.805 (9.36)***	-0.092 (4.66)***	0.247 (7.93)***	-1.688 (8.57)***	-0.020 (1.28)	-0.347 (1.28)
Differenz	0.078 (4.43)***	0.031 (4.42)***	0.108 (7.54)***	1.035 (7.57)***	0.007 (0.46)	-0.178 (7.09)***	0.683 (4.55)***	0.017 (1.53)	0.293 (1.54)
Befristung	-0.154 (3.21)***	-0.061 (3.18)***	-0.152 (3.75)***	-1.367 (4.02)***	0.003 (0.07)	0.237 (3.37)***	-0.818 (2.01)**	-0.000 (0.01)	-0.005 (0.01)
Betriebsgröße 1 – 20	-0.275 (8.46)***	-0.108 (8.44)***	-0.305 (12.83)***	-2.721 (13.78)***	-0.267 (11.30)***	0.368 (9.07)***	-3.383 (16.58)***	-0.108 (5.19)***	-1.773 (5.36)***
Betriebsgröße 21 – 200	-0.138 (4.76)***	-0.054 (4.74)***	-0.174 (8.44)***	-1.623 (8.70)***	-0.093 (4.52)***	0.224 (6.19)***	-1.582 (7.80)***	-0.048 (2.68)***	-0.807 (2.71)***

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null	
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.
Betriebsgröße	-0.049	-0.019	-0.069	-0.652	-0.085	0.074	-0.029	-0.490
201 – 2000	(1.71)*	(1.70)*	(3.37)***	(3.43)***	(4.15)***	(1.99)**	(1.68)*	(1.69)*
Betriebszugehörigkeit	0.010	0.004	0.010	0.095	0.008	-0.006	0.008	0.135
	(2.85)***	(2.85)***	(3.67)***	(3.66)***	(2.93)***	(1.35)	(3.50)***	(3.50)***
Betriebszugehörigkeit <sup>2</sup>	-0.000	-0.000	-0.000	-0.004	-0.000	0.000	-0.000	-0.003
	(3.07)***	(3.07)***	(5.03)***	(5.01)***	(2.28)**	(2.89)***	(2.56)**	(2.56)**
Alter	-0.071	-0.028	-0.070	-0.671	-0.020	0.096	-0.038	-0.648
	(9.20)***	(9.19)***	(12.42)***	(12.26)***	(3.54)***	(9.61)***	(7.98)***	(7.96)***
Alter <sup>2</sup>	0.001	0.000	0.001	0.007	0.000	-0.001	0.001	0.009
	(7.15)***	(7.14)***	(10.41)***	(10.33)***	(5.95)***	(7.19)***	(9.04)***	(9.02)***
Geschlecht	-0.235	-0.091	-0.223	-2.213	-0.030	0.343	-0.017	-0.282
	(8.75)***	(8.85)***	(12.46)***	(11.87)***	(1.67)*	(11.12)***	(1.00)	(1.00)
Zufriedenheit	-0.102	-0.040	-0.124	-1.194	-0.111	0.165	-0.056	-0.954
	(21.12)***	(21.12)***	(35.45)***	(32.49)***	(31.89)***	(24.37)***	(19.35)***	(19.13)***
Behinderung	0.306	0.114	0.317	3.538	0.290	-0.395	0.047	0.823
	(6.53)***	(6.91)***	(10.47)***	(9.07)***	(9.54)***	(6.60)***	(1.92)*	(1.88)*
Familienstand	-0.004	-0.001	-0.016	-0.158	0.026	0.042	0.008	0.140
	(0.14)	(0.14)	(0.87)	(0.87)	(1.39)	(1.29)	(0.50)	(0.51)
Kind unter 16 Jahren	0.020	0.008	0.044	0.424	0.009	-0.053	0.009	0.146
	(0.92)	(0.92)	(2.65)***	(2.64)***	(0.54)	(1.86)*	(0.62)	(0.62)

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Nation	-0.119 (3.72)***	-0.046 (3.76)***	-0.148 (7.27)***	-1.488 (6.93)***	-0.130 (6.49)***	0.147 (4.09)***	-1.766 (7.65)***	-0.120 (6.30)***	-2.108 (6.09)***
Keine Ausbildung	0.056 (1.85)*	0.022 (1.86)*	0.092 (4.59)***	0.912 (4.46)***	0.040 (2.03)**	-0.131 (3.67)***	0.829 (3.85)***	0.047 (2.57)**	0.801 (2.54)**
Hochschulabschluss	-0.102 (2.91)***	-0.040 (2.90)***	-0.149 (5.76)***	-1.358 (6.07)***	-0.203 (7.82)***	0.135 (3.23)***	-2.106 (9.62)***	-0.147 (6.20)***	-2.366 (6.55)***
Angestellter	-0.187 (7.18)***	-0.073 (7.18)***	-0.248 (13.01)***	-2.374 (12.92)***	-0.276 (13.98)***	0.270 (8.33)***	-3.396 (17.12)***	-0.179 (10.39)***	-3.016 (10.46)***
Region	0.153 (4.93)***	0.060 (4.88)***	0.135 (6.13)***	1.245 (6.38)***	-0.063 (2.91)***	-0.247 (7.10)***	0.337 (1.54)	-0.101 (5.01)***	-1.782 (4.82)***
Land, Forst, Fischerei	-0.126 (1.41)	-0.049 (1.40)	-0.115 (1.67)*	-1.050 (1.77)*	-0.033 (0.49)	0.153 (1.45)	-0.819 (1.28)	-0.020 (0.34)	-0.343 (0.34)
Bergbau	-0.368 (3.52)***	-0.146 (3.54)***	-0.459 (5.54)***	-3.560 (6.94)***	0.224 (2.78)***	0.676 (5.85)***	-0.804 (0.99)	0.114 (1.65)*	2.056 (1.56)
Energie, Wasser	-0.119 (1.08)	-0.047 (1.07)	-0.073 (0.88)	-0.680 (0.91)	-0.012 (0.15)	0.147 (1.12)	-0.625 (0.78)	0.047 (0.63)	0.813 (0.62)
Bau	-0.033 (0.94)	-0.013 (0.94)	-0.017 (0.66)	-0.160 (0.66)	0.073 (2.88)***	0.038 (0.91)	0.530 (1.95)*	0.015 (0.67)	0.252 (0.67)
Handel, Reparaturen	-0.086 (2.75)***	-0.034 (2.74)***	-0.097 (4.18)***	-0.907 (4.29)***	0.022 (0.94)	0.143 (3.66)***	-0.314 (1.33)	-0.024 (1.20)	-0.412 (1.21)

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Beherbergung	-0.235 (3.09)***	-0.093 (3.06)***	-0.269 (4.38)***	-2.284 (4.98)***	0.069 (1.11)	0.433 (4.53)***	-1.032 (1.74)*	0.049 (0.95)	0.848 (0.93)
Verkehr, Nachrichten	-0.143 (2.54)**	-0.056 (2.52)**	-0.105 (2.43)**	-0.963 (2.54)**	0.217 (5.01)***	0.262 (3.79)***	1.013 (1.99)**	0.122 (3.31)***	2.198 (3.13)***
Kredit, Versicherungen	0.144 (2.34)**	0.055 (2.39)**	0.114 (2.88)***	1.160 (2.74)***	-0.096 (2.41)**	-0.265 (3.55)***	-0.000 (0.00)	-0.029 (0.77)	-0.489 (0.78)
Grundstück, Wohnung	0.059 (1.38)	0.023 (1.39)	0.024 (0.75)	0.229 (0.74)	-0.056 (1.74)*	-0.113 (2.02)**	-0.122 (0.38)	-0.046 (1.65)*	-0.771 (1.68)*
Öffentl. Verwaltung	0.078 (0.43)	0.030 (0.43)	0.137 (0.98)	1.409 (0.91)	0.245 (1.73)*	-0.162 (0.63)	3.200 (1.64)	0.030 (0.25)	0.518 (0.24)
Erziehung	0.075 (0.62)	0.029 (0.62)	0.098 (1.06)	0.988 (1.01)	0.031 (0.34)	-0.089 (0.58)	0.602 (0.61)	0.122 (1.49)	2.195 (1.41)
Gesundheitswesen	-0.035 (0.64)	-0.014 (0.64)	-0.078 (1.93)*	-0.721 (2.00)**	0.077 (1.94)*	0.087 (1.30)	0.392 (0.92)	-0.042 (1.17)	-0.700 (1.19)
Sonst. öffentl. Leistungen	-0.069 (0.96)	-0.027 (0.96)	-0.040 (0.72)	-0.380 (0.73)	0.057 (1.02)	0.052 (0.57)	0.333 (0.56)	-0.020 (0.41)	-0.333 (0.41)
Private Haushalte	-0.013 (0.06)	-0.005 (0.06)	-0.066 (0.42)	-0.615 (0.44)	-0.074 (0.47)	0.036 (0.14)	-0.763 (0.52)	-0.009 (0.07)	-0.150 (0.07)
exterritoriale Organisation	0.331 (1.00)	0.122 (1.08)	0.407 (1.88)*	4.830 (1.54)	0.124 (0.57)	-0.364 (0.92)	2.558 (0.92)	0.206 (1.12)	3.881 (1.02)

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null	
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.
Sonstige	-0.098 (1.94)*	-0.038 (1.92)*	-0.099 (2.35)**	-0.912 (2.45)**	0.067 (1.56)	0.207 (2.94)***	0.070 (2.07)**	1.225 (2.01)**
Konstante	-0.762 (1.75)*		-2.545 (6.50)***		3.533 (9.07)***	1.682 (2.74)***	2.124 (6.86)***	
Inalpha:Konstante						-0.064 (4.78)***		
N of Observations	36513		36513		36513		20707	
N of Persons	10820		10820				8208	
Log Likelihood	-22630.56		-104492.99		-101659		-77594.51	
Wald-Test	1233.35		3375.38		4536		1591.35	
LR-Test-Pool	2465.98		819.41				4624.02	
LR-Test-OV			6.11				2.88	
Young					54			
LR-Test-Z					290383			

Absolute value of z statistics in parentheses

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

Tabelle 16: Sorgen Westsample

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Große Sorgen	-0.005 (0.15)	-0.002 (0.15)	-0.020 (0.85)	-0.199 (0.85)	0.057 (2.32)**	0.046 (1.05)	0.363 (1.38)	0.006 (0.34)	0.105 (0.34)
Einige Sorgen	0.005 (0.23)	0.002 (0.23)	-0.004 (0.26)	-0.042 (0.26)	-0.001 (0.05)	-0.008 (0.28)	0.019 (0.11)	-0.016 (1.24)	-0.270 (1.24)
Unterbrechung	0.168 (5.64)***	0.064 (5.73)***	0.133 (7.15)***	1.360 (6.88)***	0.138 (7.62)***	-0.155 (4.74)***	1.852 (8.92)***	0.040 (2.30)**	0.685 (2.28)**
Ln_Lohn	1.686 (8.15)***	0.648 (8.15)***	1.961 (10.43)***	19.321 (10.31)***	0.448 (2.41)**	-2.766 (9.37)***	13.394 (7.19)***	0.143 (0.96)	2.410 (0.96)
Ln_Lohn <sup>2</sup>	-0.172 (7.26)***	-0.066 (7.27)***	-0.210 (9.79)***	-2.065 (9.71)***	-0.089 (4.21)***	0.279 (8.26)***	-1.754 (8.25)***	-0.030 (1.72)*	-0.497 (1.72)*
Differenz	0.082 (4.17)***	0.031 (4.16)***	0.118 (7.58)***	1.153 (7.59)***	0.008 (0.51)	-0.196 (7.04)***	0.736 (4.53)***	0.019 (1.53)	0.314 (1.53)
Befristung	-0.170 (3.14)***	-0.066 (3.10)***	-0.171 (3.81)***	-1.560 (4.13)***	-0.022 (0.48)	0.258 (3.24)***	-1.077 (2.45)**	-0.011 (0.30)	-0.176 (0.30)
Betriebsgröße 1 – 20	-0.284 (7.86)***	-0.111 (7.76)***	-0.304 (11.66)***	-2.759 (12.52)***	-0.267 (10.39)***	0.369 (8.19)***	-3.348 (15.15)***	-0.104 (4.58)***	-1.691 (4.74)***
Betriebsgröße 21 – 200	-0.146 (4.60)***	-0.057 (4.56)***	-0.176 (7.92)***	-1.669 (8.16)***	-0.105 (4.76)***	0.224 (5.70)***	-1.662 (7.74)***	-0.051 (2.66)***	-0.850 (2.69)***

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Betriebsgröße	-0.044 (1.43)	-0.017 (1.42)	-0.068 (3.15)***	-0.660 (3.20)***	-0.086 (4.01)***	0.075 (1.89)*	-1.011 (4.71)***	-0.025 (1.37)	-0.419 (1.38)
Betriebszugehörigkeit	0.011 (2.76)***	0.004 (2.76)***	0.010 (3.29)***	0.095 (3.28)***	0.006 (2.21)**	-0.006 (1.13)	0.077 (2.59)***	0.007 (2.87)***	0.119 (2.87)***
Betriebszugehörigkeit <sup>2</sup>	-0.000 (3.13)***	-0.000 (3.13)***	-0.000 (4.93)***	-0.004 (4.92)***	-0.000 (2.16)**	0.000 (2.88)***	-0.003 (3.47)***	-0.000 (2.30)**	-0.003 (2.30)**
Alter	-0.071 (8.43)***	-0.027 (8.43)***	-0.071 (11.76)***	-0.700 (11.59)***	-0.017 (2.80)***	0.098 (8.89)***	-0.487 (7.64)***	-0.039 (7.68)***	-0.663 (7.66)***
Alter <sup>2</sup>	0.001 (6.72)***	0.000 (6.72)***	0.001 (10.18)***	0.007 (10.08)***	0.000 (5.19)***	-0.001 (6.89)***	0.007 (8.58)***	0.001 (8.82)***	0.009 (8.80)***
Geschlecht	-0.233 (7.69)***	-0.089 (7.80)***	-0.205 (10.43)***	-2.084 (9.95)***	-0.040 (2.04)**	0.321 (9.25)***	-1.444 (6.97)***	-0.010 (0.57)	-0.174 (0.57)
Zufriedenheit	-0.103 (19.45)***	-0.040 (19.45)***	-0.124 (33.12)***	-1.225 (30.12)***	-0.110 (29.65)***	0.169 (22.64)***	-1.567 (34.36)***	-0.055 (17.74)***	-0.932 (17.54)***
Behinderung	0.303 (5.94)***	0.111 (6.32)***	0.309 (9.55)***	3.504 (8.30)***	0.300 (9.30)***	-0.395 (6.06)***	4.777 (9.75)***	0.053 (2.04)**	0.920 (1.99)**
Familienstand	-0.015 (0.52)	-0.006 (0.52)	-0.022 (1.07)	-0.215 (1.06)	0.045 (2.23)**	0.065 (1.79)*	0.189 (0.92)	0.016 (0.92)	0.275 (0.93)
Kind unter 16 Jahren	0.014 (0.57)	0.005 (0.57)	0.041 (2.30)**	0.409 (2.29)**	0.001 (0.05)	-0.053 (1.65)*	0.186 (0.99)	0.011 (0.71)	0.182 (0.71)

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Nation	-0.119 (3.65)***	-0.045 (3.68)***	-0.147 (7.08)***	-1.498 (6.80)***	-0.112 (5.52)***	0.156 (4.28)***	-1.597 (6.99)***	-0.112 (5.80)***	-1.929 (5.64)***
Keine Ausbildung	0.069 (2.18)**	0.026 (2.19)**	0.104 (5.00)***	1.056 (4.85)***	0.026 (1.29)	-0.155 (4.20)***	0.764 (3.49)***	0.039 (2.09)**	0.668 (2.07)**
Hochschulabschluss	-0.048 (1.16)	-0.019 (1.15)	-0.110 (3.67)***	-1.034 (3.83)***	-0.290 (9.69)***	0.039 (0.76)	-2.463 (10.19)***	-0.168 (6.06)***	-2.647 (6.47)***
Angestellter	-0.198 (6.73)***	-0.076 (6.72)***	-0.256 (12.24)***	-2.508 (12.17)***	-0.302 (13.96)***	0.268 (7.38)***	-3.620 (16.47)***	-0.202 (10.61)***	-3.358 (10.66)***
Land, Forst, Fischerei	-0.106 (0.84)	-0.041 (0.83)	-0.001 (0.02)	-0.014 (0.02)	-0.148 (1.67)*	-0.048 (0.31)	-1.113 (1.40)	-0.006 (0.08)	-0.106 (0.08)
Bergbau	-0.412 (3.33)***	-0.163 (3.33)***	-0.529 (5.43)***	-4.067 (7.06)***	0.368 (3.93)***	0.832 (6.21)***	-0.218 (0.21)	0.166 (2.10)**	3.037 (1.94)*
Energie, Wasser	-0.046 (0.33)	-0.018 (0.33)	-0.016 (0.16)	-0.157 (0.16)	-0.137 (1.35)	0.067 (0.39)	-1.357 (1.54)	0.040 (0.44)	0.683 (0.44)
Bau	-0.053 (1.31)	-0.021 (1.31)	-0.059 (2.04)**	-0.570 (2.08)**	0.072 (2.50)**	0.099 (2.03)**	0.311 (1.01)	-0.000 (0.00)	-0.002 (0.00)
Handel, Reparaturen	-0.056 (1.58)	-0.021 (1.58)	-0.069 (2.69)***	-0.661 (2.75)***	0.007 (0.26)	0.098 (2.23)**	-0.275 (1.06)	-0.026 (1.15)	-0.426 (1.16)
Beherbergung	-0.276 (3.25)***	-0.109 (3.22)***	-0.327 (4.75)***	-2.759 (5.55)***	-0.053 (0.77)	0.506 (4.74)***	-2.161 (3.73)***	0.007 (0.12)	0.118 (0.12)



	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Verkehr, Nachrichten	-0.212 (3.22)***	-0.083 (3.18)***	-0.191 (3.75)***	-1.720 (4.09)***	0.196 (3.87)***	0.414 (5.13)***	0.202 (0.36)	0.131 (3.07)***	2.346 (2.89)***
Kredit, Versicherungen	0.147 (2.22)**	0.055 (2.27)**	0.123 (2.92)***	1.280 (2.76)***	-0.106 (2.54)**	-0.280 (3.49)***	-0.096 (0.23)	-0.015 (0.38)	-0.255 (0.39)
Grundstück, Wohnung	0.012 (0.26)	0.005 (0.26)	-0.020 (0.58)	-0.197 (0.58)	-0.075 (2.10)**	-0.053 (0.83)	-0.496 (1.44)	-0.048 (1.53)	-0.793 (1.56)
Öffentl. Verwaltung	-0.057 (0.27)	-0.022 (0.27)	0.032 (0.20)	0.323 (0.19)	0.300 (1.84)*	0.026 (0.09)	3.050 (1.36)	0.056 (0.39)	0.964 (0.38)
Erziehung	0.095 (0.60)	0.036 (0.61)	0.118 (1.03)	1.229 (0.97)	-0.004 (0.03)	-0.135 (0.65)	0.413 (0.34)	0.109 (1.06)	1.929 (1.01)
Gesundheitswesen	-0.017 (0.27)	-0.007 (0.27)	-0.053 (1.20)	-0.513 (1.23)	0.054 (1.23)	0.037 (0.48)	0.373 (0.79)	-0.053 (1.32)	-0.875 (1.35)
Sonst. öffentl. Leistungen	-0.127 (1.55)	-0.050 (1.54)	-0.089 (1.42)	-0.841 (1.48)	0.016 (0.25)	0.126 (1.21)	-0.294 (0.47)	-0.048 (0.86)	-0.782 (0.88)
Private Haushalte	-0.118 (0.48)	-0.046 (0.47)	-0.211 (1.12)	-1.874 (1.24)	-0.227 (1.18)	0.158 (0.49)	-2.279 (1.52)	-0.141 (0.85)	-2.208 (0.91)
exterritoriale Organisation	0.248 (0.73)	0.091 (0.77)	0.334 (1.49)	3.905 (1.27)	-0.037 (0.16)	-0.329 (0.81)	0.692 (0.29)	0.140 (0.74)	2.536 (0.69)
Sonstige	-0.093 (1.58)	-0.036 (1.57)	-0.103 (2.14)**	-0.967 (2.24)**	0.063 (1.28)	0.224 (2.74)***	-0.236 (0.46)	0.057 (1.46)	0.980 (1.42)

	Probit Koeff. m. E.	Negbin Koeff. m. E.	Zinb Koeff. m. E.	Negbin o. null Koeff. m. E.
Konstante	-1.086 (2.31)**	-2.888 (6.85)***	3.517 (8.41)***	1.828 (5.48)***
Inalpha:Konstante			-0.075 (5.15)***	
N of Observations	29987	29987	29987	17455
N of Persons	8780	8780		6714
Log Likelihood	-18407.64	-87166.37	-84827	-65308.14
Wald-Test	992.05	2818.11	4242	1454.47
LR-Test-Pool	2144.47	792.80		3843.18
LR-Test-OV		4.96		2.40
Voung			49	
LR-Test-Z			241850	

Absolute value of z statistics in parentheses

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

Tabelle 17: Sorgen Ostsamples

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Große Sorgen	-0.021 (0.34)	-0.008 (0.34)	-0.048 (0.92)	-0.403 (0.93)	0.030 (0.55)	0.100 (1.22)	-0.152 (0.29)	0.008 (0.19)	0.142 (0.19)
Einige Sorgen	-0.013 (0.28)	-0.005 (0.28)	-0.037 (0.87)	-0.312 (0.87)	-0.132 (3.07)***	0.030 (0.45)	-1.223 (2.82)***	-0.075 (2.22)**	-1.317 (2.18)**
Unterbrechung	0.109 (2.11)**	0.044 (2.11)**	0.112 (2.87)***	0.963 (2.83)***	0.122 (3.03)***	-0.140 (2.30)**	1.585 (3.84)***	0.057 (1.57)	1.012 (1.56)
Ln_Lohn	0.824 (1.58)	0.329 (1.45)	0.845 (1.59)	7.173 (1.58)	-1.131 (1.93)*	-1.681 (2.21)**	-2.819 (0.51)	-0.605 (1.74)*	-10.638 (1.74)*
Ln_Lohn <sup>2</sup>	-0.090 (1.46)	-0.036 (1.36)	-0.098 (1.55)	-0.828 (1.55)	0.115 (1.69)*	0.185 (2.07)**	0.233 (0.36)	0.054 (1.31)	0.952 (1.31)
Differenz	0.060 (1.43)	0.024 (1.43)	0.070 (1.85)*	0.586 (1.87)*	0.011 (0.30)	-0.107 (1.81)*	0.514 (1.37)	0.027 (0.91)	0.478 (0.91)
Befristung	-0.100 (0.96)	-0.040 (0.96)	-0.076 (0.79)	-0.626 (0.82)	0.086 (0.88)	0.151 (1.01)	0.100 (0.10)	0.046 (0.61)	0.825 (0.59)
Betriebsgröße 1 – 20	-0.208 (2.58)***	-0.083 (2.58)***	-0.270 (4.15)***	-2.198 (4.29)***	-0.207 (3.16)***	0.324 (3.09)***	-2.862 (4.43)***	-0.123 (2.18)**	-2.119 (2.23)**
Betriebsgröße 21 – 200	-0.070 (0.92)	-0.028 (0.92)	-0.116 (1.88)*	-0.971 (1.90)*	-0.004 (0.06)	0.161 (1.62)	-0.661 (1.08)	-0.035 (0.67)	-0.616 (0.67)

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Betriebsgröße	-0.041 (0.50)	-0.016 (0.50)	-0.028 (0.42)	-0.238 (0.43)	-0.048 (0.72)	0.034 (0.32)	-0.525 (0.80)	-0.055 (1.00)	-0.957 (1.02)
Betriebszugehörigkeit	0.002 (0.23)	0.001 (0.22)	0.004 (0.54)	0.033 (0.54)	0.006 (0.78)	-0.000 (0.00)	0.048 (0.67)	0.009 (1.51)	0.159 (1.50)
Betriebszugehörigkeit <sup>2</sup>	-0.000 (0.33)	-0.000 (0.33)	-0.000 (0.78)	-0.001 (0.78)	0.000 (0.43)	0.000 (0.36)	0.000 (0.16)	-0.000 (0.86)	-0.003 (0.85)
Alter	-0.078 (4.04)**	-0.031 (2.75)**	-0.076 (4.84)**	-0.642 (4.81)**	-0.028 (1.81)*	0.100 (4.06)**	-0.629 (4.08)**	-0.024 (1.78)*	-0.420 (1.78)*
Alter <sup>2</sup>	0.001 (2.90)**	0.000 (2.29)**	0.001 (3.51)**	0.006 (3.50)**	0.000 (2.38)**	-0.001 (2.75)**	0.007 (3.73)**	0.000 (1.82)*	0.005 (1.82)*
Geschlecht	-0.252 (4.36)**	-0.100 (4.40)**	-0.308 (6.91)**	-2.711 (6.52)**	0.070 (1.58)	0.431 (6.27)**	-1.076 (2.44)**	-0.033 (0.80)	-0.580 (0.80)
Zufriedenheit	-0.095 (8.07)**	-0.038 (3.41)**	-0.122 (12.55)**	-1.032 (12.00)**	-0.111 (11.37)**	0.144 (8.89)**	-1.494 (13.46)**	-0.065 (8.11)**	-1.138 (8.03)**
Behinderung	0.304 (2.52)**	0.120 (2.59)**	0.338 (3.82)**	3.377 (3.26)**	0.218 (2.43)**	-0.391 (2.59)**	3.861 (3.09)**	-0.013 (0.17)	-0.227 (0.17)
Familienstand	0.075 (1.23)	0.030 (1.23)	0.061 (1.22)	0.508 (1.24)	-0.053 (1.08)	-0.098 (1.28)	-0.050 (0.10)	-0.026 (0.61)	-0.462 (0.61)
Kind unter 16 Jahren	0.035 (0.67)	0.014 (0.67)	0.036 (0.84)	0.309 (0.83)	0.003 (0.06)	-0.048 (0.71)	0.209 (0.48)	-0.037 (1.00)	-0.651 (1.00)

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Nation	-0.697 (1.18)	-0.257 (1.39)	-0.582 (1.56)	-6.702 (1.18)	0.017 (0.05)	0.925 (1.18)	-3.115 (0.65)	-0.080 (0.26)	-1.462 (0.25)
Keine Ausbildung	-0.038 (0.34)	-0.015 (0.34)	-0.019 (0.20)	-0.161 (0.21)	-0.039 (0.41)	0.007 (0.04)	-0.344 (0.38)	0.066 (0.88)	1.204 (0.86)
Hochschulabschluss	-0.197 (3.02)***	-0.079 (3.04)***	-0.218 (4.00)***	-1.744 (4.21)***	-0.037 (0.68)	0.266 (3.36)***	-1.329 (2.70)***	-0.107 (2.23)**	-1.827 (2.30)**
Angestellter	-0.141 (2.45)**	-0.056 (2.45)**	-0.204 (4.27)***	-1.725 (4.28)***	-0.135 (2.78)***	0.257 (3.46)***	-2.125 (4.40)***	-0.079 (1.90)*	-1.384 (1.92)*
Land, Forst, Fischerei	-0.155 (1.24)	-0.062 (1.25)	-0.228 (2.08)**	-1.745 (2.31)**	0.213 (1.97)**	0.342 (2.24)**	0.326 (0.28)	0.004 (0.04)	0.068 (0.04)
Bergbau	-0.160 (0.82)	-0.064 (0.83)	-0.198 (1.24)	-1.529 (1.36)	-0.314 (1.96)**	0.153 (0.66)	-2.700 (2.47)**	0.000 (0.00)	0.001 (0.00)
Energie, Wasser	-0.174 (0.98)	-0.069 (0.99)	-0.099 (0.66)	-0.798 (0.69)	0.213 (1.43)	0.159 (0.74)	1.202 (0.71)	0.076 (0.58)	1.380 (0.56)
Bau	0.031 (0.45)	0.012 (0.45)	0.135 (2.47)**	1.195 (2.37)**	0.187 (3.39)***	-0.126 (1.45)	2.214 (3.45)***	0.079 (1.66)*	1.422 (1.64)
Handel, Reparaturen	-0.210 (2.98)***	-0.084 (3.00)***	-0.218 (3.68)***	-1.727 (3.90)***	0.160 (2.78)***	0.316 (3.56)***	0.025 (0.04)	-0.003 (0.05)	-0.045 (0.05)
Beherbergung	-0.054 (0.31)	-0.022 (0.31)	0.007 (0.05)	0.060 (0.05)	0.580 (4.20)***	0.139 (0.64)	5.516 (2.34)**	0.239 (2.03)**	4.722 (1.82)*

	Probit		Negbin		Zinb		Negbin o. null		
	Koeff.	m. E.	Koeff.	m. E.	Koeff.	infl. m. E.	Koeff.	m. E.	
Verkehr, Nachrichten	0.087 (0.78)	0.035 (0.78)	0.216 (2.50)**	2.024 (2.27)**	0.336 (3.90)***	-0.170 (1.25)	4.181 (3.43)***	0.107 (1.39)	1.971 (1.33)
Kredit, Versicherungen	0.128 (0.77)	0.051 (0.77)	0.068 (0.55)	0.596 (0.54)	0.104 (0.85)	-0.155 (0.74)	1.581 (1.11)	-0.141 (1.20)	-2.316 (1.27)
Grundstück, Wohnung	0.225 (2.41)**	0.089 (2.44)**	0.216 (2.94)***	2.013 (2.69)***	0.135 (1.83)*	-0.289 (2.39)**	2.455 (2.75)***	-0.016 (0.25)	-0.276 (0.25)
Öffentl. Verwaltung	0.596 (1.45)	0.224 (1.64)	0.448 (1.66)*	4.792 (1.34)	0.153 (0.54)	-0.959 (1.42)	5.360 (1.23)	0.003 (0.01)	0.047 (0.01)
Erziehung	0.118 (0.63)	0.047 (0.63)	0.133 (0.85)	1.201 (0.80)	0.083 (0.53)	-0.158 (0.66)	1.392 (0.79)	0.129 (0.94)	2.422 (0.89)
Gesundheitswesen	-0.090 (0.81)	-0.036 (0.81)	-0.152 (1.63)	-1.206 (1.73)*	0.190 (2.08)**	0.219 (1.60)	0.705 (0.71)	0.021 (0.26)	0.368 (0.26)
Sonst. öffentl. Leistungen	0.117 (0.78)	0.046 (0.78)	0.161 (1.29)	1.473 (1.20)	0.279 (2.25)**	-0.163 (0.82)	3.492 (2.04)**	0.075 (0.72)	1.362 (0.70)
Private Haushalte	0.219 (0.67)	0.087 (0.68)	0.415 (1.53)	4.361 (1.25)	0.327 (1.18)	-0.253 (0.59)	4.572 (1.11)	0.308 (1.44)	6.329 (1.24)
exterritoriale Organisation	8.087 (0.00)	0.499 (50.91)***	2.144 (3.01)***	63.933 (1.24)	1.235 (1.27)	-11.984 (0.02)	45.841 (0.87)	1.637 (2.94)***	72.813 (1.45)
Sonstige	-0.091 (0.91)	-0.036 (0.91)	-0.073 (0.81)	-0.598 (0.83)	0.159 (1.75)*	0.146 (1.04)	0.759 (0.76)	0.108 (1.55)	1.994 (1.49)

	Probit Koeff. m. E.	Negbin Koeff. m. E.	Zinb Koeff. m. E.	Negbin o. null Koeff. m. E.
Konstante	1.672 (1.28)	0.253 (0.21)	6.503 (4.85)***	3.430 (4.08)***
Lalpha:Konstante			-0.081 (2.45)**	
N of Observations	6526	6526	6526	3252
N of Persons	2093	2093	1524	1524
Log Likelihood	-4190.14	-17240.95	-16694	-12260.77
Wald-Test	228.25	497.52	459	188.82
LR-Test-Pool	292.57	45.71		739.25
LR-Test-OV		1.12		0.46
Voung			23	
LR-Test-Z			45848	

Absolute value of z statistics in parentheses

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

Tabelle 18: Probit-Regression „arbeitslos gemeldet“ für das Gesamtsample  
 Probit (abhängige –Arbeitslosenwahrscheinlichkeit)

Variable	Gesamt	Männer	Frauen	West	Ost
Ø AU-Tage	0.06864 (14.13)*** [0.0028]	0.06920 (10.60)*** [.0027]	0.06670 (9.17)*** [.0028]	0.06512 (11.92)*** [.0021]	0.08066 (8.06)*** [.0075]
Arbeitslosenquote	0.03297 (9.00)*** [.0013]	0.03396 (7.01)*** [.0013]	0.02319 (3.57)*** [.00096]	0.03071 (6.50)*** [.001]	0.02989 (4.33)*** [.0027]
Betriebszugehörigkeit	-0.11850 (32.61)*** [-.0048]	-0.11362 (24.24)*** [-.0044]	-0.12772 (21.38)*** [-.0053]	-0.11188 (26.41)*** [-.0036]	-0.13059 (17.58)*** [-.012]
Betriebszugehörigkeit <sup>2</sup>	0.00278 (25.92)*** [.0001]	0.00263 (19.88)*** [.0001]	0.00312 (16.07)*** [.00013]	0.00261 (20.85)*** [.00008]	0.00313 (14.39)*** [.0002]
Betriebsgröße 1 – 20	0.30422 (8.90)*** [.015]	0.38707 (8.37)*** [.0195]	0.20555 (4.01)*** [.0095]	0.29569 (7.60)*** [.012]	0.39115 (5.18)*** [.043]
Betriebsgröße 21 – 200	0.14795 (4.52)*** [.0063]	0.18961 (4.37)*** [.0079]	0.09142 (1.81)* [.0039]	0.11298 (3.05)*** [.0039]	0.28497 (3.85)*** [.029]
Betriebsgröße 201 – 2000	0.03815 (1.09) [.0016]	0.10065 (2.20)** [.0041]	-0.05613 (1.03) [-.0022]	-0.00815 (0.21) [-.00027]	0.21076 (2.65)*** [.022]



Probit (abhängige –Arbeitslosenwahrscheinlichkeit)					
Variable	Gesamt	Männer	Frauen	West	Ost
Alter	-0.05277 (8.13)*** [-.0021]	-0.06168 (7.09)*** [-.0024]	-0.04091 (4.13)*** [-.0017]	-0.05651 (7.71)*** [-.0018]	-0.04056 (2.77)*** [-.0038]
Alter <sup>2</sup>	0.00068 (8.36)*** [.000027]	0.00078 (7.28)*** [.00003]	0.00055 (4.34)*** [.000023]	0.00070 (7.52)*** [.000022]	0.00061 (3.40)*** [.00006]
Geschlecht	0.00796 (0.30) [.00032]			0.03987 (1.32) [.0013]	-0.11792 (1.92)* [-.011]
Ohne Ausbildung	0.20655 (4.68)*** [.0095]	0.26417 (4.38)*** [.012]	0.13730 (2.09)** [.0062]	0.15403 (2.97)*** [.0055]	0.33566 (3.06)*** [.041]
Lehre	0.08888 (2.49)** [.0035]	0.10120 (2.02)** [.0038]	0.08502 (1.64) [.0035]	0.01509 (0.33) [.00049]	0.21015 (3.53)*** [.018]
Arbeiter	0.25385 (9.62)*** [.011]	0.26857 (7.06)*** [.0098]	0.24187 (6.31)*** [.011]	0.21924 (7.16)*** [.0073]	0.34672 (6.54)*** [.034]

Probit (abhängige –Arbeitslosenwahrscheinlichkeit)					
Variable	Gesamt	Männer	Frauen	West	Ost
Region (1 = west)	-0.17898 (4.37)*** [-.0082]	-0.11943 (2.51)** [-.005]	-0.33333 (4.07)*** [-.017]		
Land, Forst, Fischerei	0.39989 (5.39)*** [.025]	0.52077 (5.65)*** [.034]	0.17240 (1.38) [.0086]	0.24583 (2.23)** [.011]	0.51576 (4.78)*** [.072]
Bergbau	0.27612 (2.21)** [.015]	0.30660 (2.36)** [.016]	0.15161 (0.32) [.0074]	0.28796 (2.00)** [.013]	0.24275 (0.95) [.028]
Energie, Wasser	0.11809 (1.10) [.0054]	0.15686 (1.30) [.007]	0.06182 (0.27) [.0027]	0.20767 (1.61) [.0085]	-0.03913 (0.20) [-.0035]
Bau	0.30092 (8.41)*** [.016]	0.31211 (7.83)*** [.015]	0.31585 (3.29)*** [.018]	0.31012 (7.25)*** [.0085]	0.31613 (4.59)*** [.036]
Handel, Reparaturen	0.03632 (1.03) [.0015]	0.04706 (0.93) [.0019]	-0.01976 (0.39) [-.00081]	0.06508 (1.62) [.013]	-0.02353 (0.31) [-.0021]
Beherrschung	0.29820 (4.96)*** [.016]	0.37062 (3.67)*** [.021]	0.21679 (2.82)*** [.0112]	0.30216 (4.50)*** [.0022]	0.27141 (1.99)** [.032]

Variable	Probit (abhängige –Arbeitslosenwahrscheinlichkeit)				
	Gesamt	Männer	Frauen	West	Ost
Verkehr, Nachrichten	-0.04782 (0.91) [-.0018]	-0.01017 (0.16) [-.00039]	-0.14691 (1.48) [-.005]	-0.04760 (0.78) [.013]	-0.02177 (0.21) [-.002]
Kredit, Versicherung	-0.30769 (3.64)*** [-.0092]	-0.47812 (3.03)*** [-.012]	-0.30092 (2.88)*** [-.0094]	-0.37159 (3.72)*** [-.0015]	-0.12429 (0.75) [-.011]
Grundstück Wohnung	-0.01127 (0.23) [-.00045]	0.07566 (1.08) [.0032]	-0.11016 (1.64) [-.0041]	0.01423 (0.26) [-.0083]	-0.05280 (0.54) [-.0047]
Öffentl. Verwaltung	0.05591 (1.06) [.0024]	0.14002 (1.77)* [.0062]	-0.06344 (0.88) [-.0024]	-0.11950 (1.64) [.0005]	0.28467 (3.24)*** [.032]
Erziehung	0.06393 (1.02) [.0028]	0.20776 (1.86)* [.0099]	-0.07039 (0.89) [-.0027]	-0.00174 (0.02) [-.0034]	0.20310 (1.99)** [.022]
Gesundheitswesen	-0.12254 (2.74)*** [-.0045]	0.05205 (0.60) [.0021]	-0.22706 (4.07)*** [-.008]	-0.11296 (2.17)** [-.00005]	-0.10397 (1.15) [-.009]
sonstige öffentl. Leistungen	0.06547 (1.07) [.0028]	0.21639 (2.16)** [.011]	-0.05671 (0.71) [-.0022]	-0.00593 (0.08) [-.00019]	0.23058 (2.00)** [.026]

Probit (abhängige –Arbeitslosenwahrscheinlichkeit)					
Variable	Gesamt	Männer	Frauen	West	Ost
Private Haushalte	-0.13113 (0.89) [-.0046]	-0.10793 (0.66) [-.0037]	-0.17030 (0.51) [-.0059]	-0.20412 (1.07) [.0053]	
exterritoriale Organisationen	0.22380 (0.76) [.011]	0.54129 (1.70)* [.037]	-7.04204 (0.00) [-.017]	0.23015 (0.78) [.0097]	
Sonstige	0.05224 (0.85) [.0022]	0.19704 (2.50)** [.009]	-0.15153 (1.56) [-.005]	0.01994 (0.26) [.0006]	0.16085 (1.48) [.017]
Konstante	-1.16434 (7.89)***	-1.15413 (6.14)***	-0.98762 (4.13)***	-1.13358 (7.45)***	-1.69652 (5.14)***
N of Observations	8085	46247	34638	65978	14810
N of Persons	17231	9293	7938	13736	3615
Log Likelihood	-13741.29	-7733.31	-5977.98	-9760.11	-3906.51
Wald-Test	2577.75	1539.46	1066.75	1613.94	726.36
LR-Test-Pool	637.17	369.29	250.50	458.01	164.95

Absolute value of z statistics in parentheses, marginal effects in brackets

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

Tabelle 19: Probit-Regression „arbeitslos gemeldet“ für das Westsample

Variable	Arbeiter			Angestellte		
	Gesamt	Männer	Frauen	Gesamt	Männer	Frauen
Ø AU-Tage	0.06351 (8.99)** [.0026]	0.06417 (7.37)** [.0025]	0.05775 (4.71)** [.0027]	0.06356 (7.46)** [.0017]	0.07351 (5.56)** [.0015]	0.05859 (5.20)** [.0018]
Arbeitslosenquote	0.03976 (6.09)** [.0016]	0.04292 (5.54)** [.0016]	0.02870 (2.32)** [.0014]	0.02230 (3.29)** [.0006]	0.02563 (2.54)** [.0005]	0.02012 (2.19)** [.0006]
Betriebszugehörigkeit	-0.10886 (18.61)** [-.0045]	-0.11545 (16.75)** [-.0044]	-0.09997 (8.24)** [-.0048]	-0.11762 (18.76)** [-.0031]	-0.11044 (11.92)** [-.0023]	-0.12567 (13.93)** [-.0039]
Betriebszugehörigkeit <sup>2</sup>	0.00252 (14.00)** [.0001]	0.00259 (12.65)** [.00009]	0.00274 (6.18)** [.00013]	0.00275 (15.65)** [.00007]	0.00255 (10.67)** [.00005]	0.00308 (10.57)** [.00009]
Betriebsgröße 1 – 20	0.33915 (6.14)** [.017]	0.45476 (6.94)** [.024]	0.02174 (0.21) [.0011]	0.24563 (4.51)** [.0077]	0.27626 (3.19)** [.0076]	0.22502 (3.14)** [.0079]
Betriebsgröße 21 – 200	0.14214 (2.76)** [.0063]	0.18335 (2.98)** [.0076]	-0.01791 (0.19) [.0008]	0.07555 (1.42) [.0021]	0.09722 (1.24) [-.0021]	0.05539 (0.76) [.0018]

West	Arbeiter					Angestellte				
	Gesamt	Männer	Frauen	Gesamt	Männer	Frauen	Gesamt	Männer	Frauen	
Betriebsgröße 201 – 2000	0.05729 (1.06) [.0025]	0.06807 (1.06) [.0027]	-0.05086 (0.51) [.0024]	-0.09607 (1.66)* [-.0024]	-0.01446 (0.18) [-.0003]	-0.16925 (2.08)** [-.0048]				
Alter	-0.06732 (6.91)*** [-.0028]	-0.07088 (5.91)*** [-.0027]	-0.05669 (3.30)*** [-.0027]	-0.03867 (3.45)*** [-.001]	-0.04743 (2.48)** [-.001]	-0.03601 (2.50)** [-.0011]				
Alter <sup>2</sup>	0.00081 (6.55)*** [.00003]	0.00088 (5.81)*** [.00003]	0.00063 (2.90)*** [.00003]	0.00051 (3.60)*** [.00001]	0.00059 (2.59)*** [.00001]	0.00049 (2.61)*** [.00002]				
Geschlecht	0.08472 (1.92)* [.0033]			-0.01642 (0.40) [-.0004]						
Ohne Ausbildung	0.19840 [.0086] (1.87)*	0.27568 [.012] (2.16)**	0.02825 [.0013] (0.14)	0.01101 [.0003] (0.15)	0.11748 [.0028] (0.98)	-0.08233 [-.0024] (0.86)				
Lehre	0.01456 (0.14) [.0006]	0.06774 (0.54) [.0025]	-0.07484 (0.38) [-.0035]	0.00555 (0.11) [.0001]	0.05946 (0.88) [.0012]	-0.05692 (0.78) [-.0018]				
Land, Forst, Fischerei	0.24989 (1.94)* [.013]	0.40729 (2.66)*** [.024]	-0.08526 (0.35) [-.0037]	0.30424 (1.37) [.011]	0.57147 (1.89)* [.024]	0.04433 (0.13) [.0014]				

West	Arbeiter				Angestellte			
	Gesamt	Männer	Frauen	Gesamt	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Variable								
Bergbau	0.36030 (2.31)** [.022]	0.42515 (2.69)*** [.025]			0.19803 (1.12) [.0066]	0.10708 (0.50) [.0026]	0.38467 (1.23) [.019]	
Energie, Wasser	0.20372 (1.11) [.01]	0.31246 (1.66)* [.017]			0.09320 (0.95) [.0027]	-0.10595 (0.77) [.002]	0.32348 (2.27)** [.015]	
Bau	0.35074 (6.93)*** [.019]	0.35966 (6.68)*** [.018]	0.27449 (1.04) [.017]		0.09320 (0.95) [.0027]	-0.10595 (0.77) [.002]	0.32348 (2.27)** [.015]	
Handel, Reparaturen	-0.00227 (0.04) [-.00009]	0.01600 (0.20) [.0006]	-0.03432 (0.35) [-.0016]		0.10656 (1.93)* [.0031]	0.08288 (0.95) [.0019]	0.09996 (1.34) [.0034]	
Beherbergung	0.36003 (4.12)*** [.022]	0.40594 (2.79)*** [.024]	0.37920 (3.33)*** [.026]		0.33380 (3.25)*** [.013]	0.34642 (2.13)** [.011]	0.29315 (2.18)** [.013]	
Verkehr, Nachrichten	-0.05726 (0.73) [-.0023]	-0.01774 (0.20) [-.0007]	-0.25717 (1.32) [-.0097]		0.01075 (0.11) [.0003]	0.06765 (0.54) [.0015]	-0.11981 (0.74) [-.0033]	
Kredit, Versicherung	0.22947 (0.80) [.012]	0.74656 (1.70)* [.062]	-0.18663 (0.48) [-.0074]		-0.41752 (3.88)*** [-.0076]	-0.72331 (3.53)*** [-.0081]	-0.28626 (2.13)** [-.0069]	

West	Arbeiter				Angestellte				
	Gesamt	Männer	Frauen	Gesamt	Männer	Frauen	Gesamt	Männer	Frauen
Variable									
Grundstück, Wohnung	0.08460 (0.89) [.0038]	0.17521 (1.18) [.0081]	0.01748 (0.14) [.0009]	-0.01354 (0.19) [-.0003]	0.05892 (0.60) [.0013]	-0.08354 (0.85) [-.0024]			
Öffentl. Verwaltung	0.02756 (0.22) [.0012]	0.20753 (1.40) [.0098]	-0.32789 (1.46) [-.012]	-0.16272 (1.80)* [-.0037]	-0.27925 (1.84)* [-.0044]	-0.11524 (0.99) [-.0032]			
Erziehung	-0.30008 (1.37) [-.0092]	0.13212 (0.28) [.0058]	-0.44276 (1.78)* [-.014]	0.05588 (0.62) [.0016]	0.21007 (1.41) [.0057]	-0.03889 (0.33) [-.0011]			
Gesundheitswesen	-0.20950 (2.13)** [-.0071]	-0.05302 (0.29) [-.0019]	-0.30338 (2.59)*** [-.011]	-0.07220 (1.14) [-.0018]	0.01168 (0.10) [.0002]	-0.10029 (1.25) [-.0029]			
sonstige öffentl. Leistungen	-0.08294 (0.67) [-.0031]	0.19523 (1.04) [.0091]	-0.25101 (1.50) [-.0095]	0.04982 (0.54) [.0014]	0.07413 (0.48) [.0017]	0.02526 (0.22) [.0008]			
Private Haushalte	-0.16244 (0.75) [-.0057]	-0.08591 (0.39) [-.0029]		-0.51617 (1.08) [-.0078]		0.03361 (0.06) [.0011]			
exterritoriale Organisationen	0.32349 (0.82) [.019]	0.56109 (1.33) [.039]		0.09733 (0.22) [.0029]	0.54273 (1.10) [.022]				



Variable	Arbeiter		Angestellte			
	Gesamt	Männer	Frauen	Gesamt	Männer	Frauen
Sonstige	0.06491 (0.66) [.0029]	0.22387 (1.92)* [.011]	-0.17235 (0.94) [-.007]	-0.00193 (0.02) [-.00005]	0.15835 (0.96) [.004]	-0.15149 (0.91) [-.0041]
Konstante	-0.90524 (4.17)***	-0.92761 (3.62)***	-0.61335 (1.58)	-1.26058 (5.51)***	-1.18263 (3.08)***	-1.19280 (4.02)***
N of Observations	32515	23299	9187	33373	15130	18231
N of Persons	7405	4914	2485	8052	3498	4559
Log Likelihood	-5758.24	-4058.37	-1670.40	-3992.71	-1547.28	-2430.26
Wald-Test	900.33	723.56	197.85	633.44	279.86	353.65
LR-Test-Pool	338.82	274.46	61.67	81.63	21.50	57.50

Absolute value of z statistics in parentheses, marginal effects in brackets

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%

Tabelle 20: Probit-Regression „arbeitslos gemeldet“ für das Ostsample

Variable	Arbeiter			Angestellte		
	Gesamt	Männer	Frauen	Gesamt	Männer	Frauen
Ø AU-Tage	0.07765 (5.86)*** [.011]	0.08600 (5.26)*** [.011]	0.06524 (2.76)*** [.010]	0.08137 (5.48)*** [.0047]	0.07789 (2.94)*** [.0038]	0.08442 (4.71)*** [.0054]
Arbeitslosenquote	0.04632 (5.19)*** [.0066]	0.04734 (4.93)*** [.0063]	0.03180 (1.25) [.0051]	0.01107 (0.99) [.0006]	0.00857 (0.54) [.0004]	0.01155 (0.73) [.0007]
Betriebszugehörigkeit	-0.13278 (12.42)*** [-.019]	-0.10741 (8.92)*** [-.014]	-0.19928 (7.92)*** [-.032]	-0.12886 (11.96)*** [-.0075]	-0.11810 (6.12)*** [-.0057]	-0.13399 (10.10)*** [-.0085]
Betriebszugehörigkeit <sup>2</sup>	0.00314 (9.40)*** [.0004]	0.00268 (7.31)*** [.0004]	0.00397 (4.47)*** [.0006]	0.00306 (10.20)*** [.0002]	0.00272 (5.47)*** [.0001]	0.00323 (8.19)*** [.0002]
Betriebsgröße 1 – 20	0.26763 (2.41)** [.041]	0.38202 (2.81)*** [.057]	0.05044 (0.24) [.0082]	0.47365 (4.49)*** [.035]	0.55493 (2.55)** [.038]	0.43792 (3.61)*** [.034]
Betriebsgröße 21 – 200	0.23073 (2.12)** [.034]	0.29283 (2.19)** [.041]	0.17884 (0.87) [.029]	0.25502 (2.46)** [.016]	0.35353 (1.72)* [.019]	0.22773 (1.87)* [.016]

Ost	Arbeiter				Angestellte				
	Gesamt	Männer	Frauen	Gesamt	Männer	Frauen	Gesamt	Männer	Frauen
Variable									
Betriebsgröße 201 – 2000	0.15105 (1.27) [.023]	0.19137 (1.31) [.028]	0.15695 (0.70) [.027]	0.23093 (2.12)** [.015]	0.70273 (3.33)*** [.053]	0.00615 (0.05) [.0004]			
Alter	-0.04447 (2.27)** [-.0063]	-0.05413 (2.41)** [-.0072]	-0.01825 (0.44) [-.0029]	-0.03838 (1.71)* [-.0022]	-0.01849 (0.46) [-.0009]	-0.02889 (1.02) [-.0019]			
Alter <sup>2</sup>	0.00063 (2.58)*** [.00009]	0.00069 (2.46)** [.00009]	0.00048 (0.89) [.00007]	0.00061 (2.26)** [.00003]	0.00048 (1.04) [.00002]	0.00045 (1.27) [.00003]			
Geschlecht	-0.05222 (0.61) [-.0076]			-0.20396 (2.21)** [-.011]					
Ohne Ausbildung	0.57193 (3.05)*** [.12]	0.44303 (1.93)* [.079]	0.69143 (1.96)* [.16]	0.18000 (0.88) [.012]	-0.56361 (1.00) [-.016]	0.36645 (1.61) [.033]			
Lehre	0.43385 (2.72)*** [.048]	0.38181 (2.00)** [.04]	0.50449 (1.66)* [.063]	0.16100 (2.34)** [.009]	0.23493 (1.93)* [.012]	0.16422 (1.94)* [.01]			
Land, Forst, Fischerei	0.70039 (5.83)*** [.15]	0.65985 (4.73)*** [.13]	0.87112 (3.51)*** [.22]	-0.00202 (0.01) [-.0001]	0.31695 (0.84) [.0211]	-0.18429 (0.55) [-.0099]			

Ost	Arbeiter			Angestellte		
	Gesamt	Männer	Frauen	Gesamt	Männer	Frauen
Variable						
Bergbau	0.31797 (1.06) [.056]	0.37603 (1.27) [.065]		0.12166 (0.26) [.008]		0.68457 (1.18) [.081]
Energie, Wasser	0.28183 (1.14) [.049]	0.19511 (0.77) [.029]	1.07454 (1.00) [.30]	-0.49364 (1.56) [-0.018]	-0.88419 (1.60) [-0.019]	-0.28611 (0.72) [-0.014]
Bau	0.38783 (4.86)*** [.064]	0.39128 (4.63)*** [.058]	0.72693 (2.27)** [.17]	0.25742 (1.82)* [.019]	0.24882 (1.26) [.015]	0.26663 (1.33) [.021]
Handel, Reparaturen	0.01558 (0.16) [.0022]	0.10886 (0.85) [.015]	-0.11075 (0.64) [-0.017]	-0.14676 (1.25) [-0.0077]	-0.05989 (0.33) [-0.0027]	-0.15790 (1.01) [-0.009]
Beherbergung	0.43805 (2.65)*** [.083]	0.59266 (2.03)** [.12]	0.39178 (1.68)* [.078]	0.09595 (0.41) [.0061]	0.48588 (1.20) [.038]	-0.05044 (0.18) [-0.003]
Verkehr, Nachrichten	0.02757 (0.21) [.004]	-0.02077 (0.14) [-0.0027]	0.26592 (0.81) [.05]	-0.16659 (0.96) [-0.0084]	-0.26917 (0.95) [-0.011]	-0.11125 (0.50) [-0.0064]



Ost	Arbeiter			Angestellte		
	Gesamt	Männer	Frauen	Gesamt	Männer	Frauen
exterritoriale Organisationen						
Sonstige	0.11796 (0.82) [.018]	0.29451 (1.85)* [.047]	-0.56986 (1.61) [-.064]	0.09972 (0.59) [.0063]	-0.11653 (0.37) [-.0051]	0.16835 (0.81) [.013]
Konstante	-1.76197 (3.87)***	-1.67040 (3.40)***	-1.96013 (1.88)*	-1.23629 (2.38)**	-2.17505 (2.37)**	-1.27663 (1.98)**
N of Observations	6444	4803	1639	8362	2824	5501
N of Persons	1815	1244	571	2242	808	1428
Log Likelihood	-2116.79	-1505.14	-584.34	-1756.16	-537.04	-1203.51
Wald-Test	423.05	255.08	156.41	276.19	84.29	201.07
LR-Test-Pool	75.94	42.47	33.91	69.72	14.70	47.03

Absolute value of z statistics in parentheses, marginal effects in brackets

\* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%



# Organisationsökonomie humaner Dienstleistungen

herausgegeben von Dieter Sadowski und Bernd Frick

*Hans Helmut Kehr:*

**Leistungsorientierter Krankenhaus-Betriebsvergleich.**

**Entwicklung eines Informations- und Kontrollsystems zur**

**Vergleichbarkeit der Krankenhäuser hinsichtlich ihrer Wirtschaftlichkeit**

Band 1, ISBN 3-87988-129-4, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 1995, 198 S., € 20.35

*Karl Heinrich Bruckschen:*

**Der Einfluß leitender Ärzte auf den technologischen Fortschritt  
im Krankenhaus.**

**Ein Modell der Beschaffung medizinisch-technischer Geräte (MTG)**

Band 2, ISBN 3-87988-130-8, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 1995, 195 S., € 20.35

*Norbert Brühl:*

**Personalabbau und Altersstruktur.**

**Eine betriebswirtschaftliche Analyse**

Band 3, ISBN 3-87988-246-0, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 1997, 198 S., € 27.00

*Rainer Krütten:*

**Synthetische Unternehmensstichproben.**

**Ein alternativer Weg zur empirischen Analyse der Arbeitsnachfrage und  
deren Einfluß auf die Wertschöpfung im Unternehmen?**

Band 4, ISBN 3-87988-255-X, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 1997, 220 S., € 23.93

*Doris Beer, Bernd Frick, Renate Neubäumer, Werner Sesselmeier (Hg.):*

**Die wirtschaftlichen Folgen von Aus- und Weiterbildung**

Band 5, ISBN 3-87988-406-4, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 1999, 195 S., € 19.55

*Bernd Frick, Renate Neubäumer, Werner Sesselmeier (Hg.):*

**Die Anreizwirkungen betrieblicher Zusatzleistungen**

Band 6, ISBN 3-87988-407-2, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 1999, 191 S., € 19.55

*Bernd Frick, Renate Neubäumer, Werner Sesselmeier (Hg.):*

**Betriebliche und staatliche Sozialpolitik: komplementär oder substitutiv?**

Band 7, ISBN 3-87988-508-7, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 2000, 173 S., € 19.55

*Susanne Vaudt:*

**Außergerichtliche Konfliktregelung unter Rechtsunsicherheit.**

**Die Schiedsstelle für Krankenhauspflegesätze**

Band 8, ISBN 3-87988-611-3, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 2001, 260 S., € 24.80

*Rolf Dockter:*

**Rekrutierungs- und Beschäftigungspolitik im professionellen Teamsport.**

**Eine Effizienzanalyse des deutschen Berufsfußballs**

Band 9, ISBN 3-87988-685-7, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 2002, 177 S., € 19.80

*Florian Turk:*

**Betriebliches Gesundheitskapital. Ein vertragstheoretischer Ansatz**

Band 10, ISBN 3-87988-781-0, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 2003, 234 S., € 24.80



# Organisationsökonomie humaner Dienstleistungen

herausgegeben von Dieter Sadowski und Bernd Frick

*Joachim Prinz:*

**Why are wages upward sloping with tenure?**

Band 11, ISBN 3-87988-851-5, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 2004, 240 S., € 24.80

*Martin Schneider:*

**Performance-Controlling professioneller Dienstleistungen**

Band 12, ISBN 3-87988-854-X, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 2004, 233 S., € 24.80

*Thomas Fritz:*

**Fußball und Strategie.**

**Eine effizienzorientierte Analyse der Fußballbundesliga**

Band 13, ISBN 978-3-86618-083-3, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 2006, 260 S., € 24.80

*Iris Möller:*

**Organisation, Personalpolitik und betriebliche Performance**

Band 14, ISBN 978-3-86618-125-0, Rainer Hampp Verlag, München u. Mering 2007, 187 S., € 22.80