# Betriebliche Effekte auf die Wahl des Renteneintrittsalters

# BERENT Basisprojekt

## Projektbericht

für das Forschungsnetzwerk Alterssicherung (FNA)
der
Deutschen Rentenversicherung

Prof. Dr. Joachim Merz, Dipl.Vw. Derik Burgert
Forschungsinstitut Freie Berufe (FFB)
Universität Lüneburg
Fakultät 2
21332 Lüneburg
Tel.: 04131-677-2050
Fax: 04131-677-2059
merz@uni-lueneburg.de
burgert@uni-lueneburg.de
http://ffb.uni-lueneburg.de

# Betriebliche Effekte auf die Wahl des Renteneintrittsalters

# Gliederung

**TABELLENVERZEICHNIS ..... 6**

**ABBILDUNGSVERZEICHNIS ..... 7**

**ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS ..... 8**

**1 EINLEITUNG: ARBEITSMARKT FÜR ÄLTERE ..... 9**

**1.1 Erwerbsbeteiligung ..... 10**

**1.2 Renteneintrittsalter ..... 13**

**2 THEORIEN ZUM ERWERBSAUS- UND RENTENEINTRITT ..... 15**

**2.1 Beschäftigungsstabilität ..... 16**

**2.2 Angebotsseitige Bestimmungsgründe ..... 17**
2.2.1 Familiärer Kontext ..... 18
2.2.2 Gesundheit ..... 18
2.2.3 Rechtliche Regelungen für den Übergang in die Rente ..... 20
2.2.3.1 Altersrente ..... 21
2.2.3.1.1 Regelaltersrente ..... 21
2.2.3.1.2 Vorgezogene Altersrenten ..... 22
2.2.3.2 Berufs- und Erwerbsunfähigkeit ..... 28

**2.3 Nachfrageseitige Bestimmungsgründe ..... 29**
2.3.1 Heterogene Arbeit ..... 29
2.3.2 Anpassungskosten ..... 31
2.3.3 Jobcharakteristika ..... 32
2.3.4 Institutionelle Einflüsse ..... 32
2.3.4.1 Mitbestimmung ..... 33
2.3.4.2 Senioritätsentlohnung ..... 33
2.3.4.3 Altersdiskriminierung im Kündigungsschutz ..... 34
2.3.4.4 Altersdiskriminierende Regelungen der Sozialgesetzgebung ..... 36
2.3.5 Age-biased technological change ..... 38
2.3.5.1 Einfluss neuer Technologien auf Arbeitsnachfrage insgesamt ..... 39
2.3.5.2 Technischer Fortschritt und die Arbeitsnachfrage nach Älteren ..... 39

**3 DATENGRUNDLAGE: LINKED EMPLOYER EMPLOYEE DATENSATZ ..... 42**

**3.1 Aufbau des Datensatzes ..... 43**
3.1.1 Personendaten ..... 45
3.1.2 Betriebsdaten ..... 46

**3.2 Variablenauswahl und -aufbereitung ..... 47**
3.2.1 Personendaten ..... 47
3.2.1.1 Austritt aus dem Erwerbsleben ..... 47
3.2.1.2 Geschlecht/Region ..... 48
3.2.1.3 Einkommensangaben ..... 48
3.2.1.4 Gesundheit ..... 49
3.2.1.5 Familiärer Kontext ..... 50
3.2.1.7 Ausbildung ..... 50
3.2.1.8 Berufliche Stellung ..... 51
3.2.1.9 Historik-Daten ..... 51
3.2.2 Betriebsdaten ..... 52
3.2.2.1 Institutionelles ..... 56
3.2.2.2 Anpassungskosten ..... 56
3.2.2.3 Nachfragesysteme ..... 57
3.2.2.4 Qualifikationsstruktur ..... 57
3.2.2.5 Age biased technological change ..... 57
3.2.2.6 Sonstige betrieblichen Variablen ..... 58
3.2.3 Rechtliche Regelungen ..... 58

**3.3 Selektionsproblematik ..... 59**
3.3.1 Selektion auf Personenebene ..... 59
3.3.2 Selektion auf Betriebsebene ..... 59

**3.4 Zusammenfassung der Datengrundlage ..... 60**

**4 DESKRIPTION DES ERWERBSAUSTRITTS ..... 61**

**4.1 Austritt nach Personenvariablen ..... 61**

**4.2 Austritt nach Betriebsvariablen ..... 67**
4.2.1 Institutionelles ..... 67
4.2.2 Anpassungskosten ..... 69
4.2.3 Altersstruktur ..... 69
4.2.4 Age biased technological change ..... 70

**4.3 Zusammenfassung der deskriptiven Auswertung ..... 71**

**5 VERWEILDAUERANALYSE ZUR MODELLIERUNG DES ERWERBS-AUSTRITTS ..... 71**

**5.1 Modellansatz ..... 72**

**5.2 Spezifikation des Hazardratenmodells ..... 73**

**5.3 Das Cox Proportional Hazard rate-Modell ..... 75**
5.3.1 Partial- Likelihood- Schätzung ..... 75
5.3.2 Eigenschaften der PL-Schätzung ..... 76
5.3.3 Interpretation und Diagnose ..... 76
5.3.4 Zensierung ..... 77

**5.4 Kontrolle unbeobachteter Heterogenität ..... 78**

**6 DETERMINANTEN DES ERWERBSAUSTRITTS ..... 78**

**6.1 Ergebnisse nach Auswertungsgruppen ..... 79**
6.1.1 Westdeutsche Männer ..... 79
6.1.2 Westdeutsche Frauen ..... 83
6.1.3 Ostdeutsche Männer ..... 87
6.1.4 Ostdeutsche Frauen ..... 91

**6.2 Einfluss von Personenvariablen ..... 95**

**6.3 Einfluss von betrieblichen Variablen ..... 97**
6.3.1 Institutionelles ..... 97
6.3.2 Anpassungskosten ..... 98
6.3.3 Heterogene Arbeit ..... 99
6.3.4 Age bias technological change ..... 99
6.3.5 Sonstige betrieblichen Kontrollvariablen ..... 101

**6.4 Einflüsse des Rentenzugangsrechts ..... 102**

**7 ZUSAMMENFASSUNG UND AUSBLICK ..... 102**

**LITERATUR ..... 105**

**ANHANG: TESTS AUF GLEICHHEIT DER SURVIVOR-FUNKTIONEN ..... 115**

# TABELLENVERZEICHNIS

TAB. 1: DURCHSCHNITTLICHES ZUGANGSALTER IN VERSICHERTENRENTEN NACH GESCHLECHT ..... 13
TAB. 2: DURCHSCHNITTLICHES RENTENEINTRITTSALTER UND ANTEIL DER RENTENARTEN NACH GESCHLECHT UND RENTENART VON 1993 BIS 2003 ..... 14
TAB. 3: ZUGÄNGE IN DIE VERSICHERTENRENTEN IN % NACH JAHREN ..... 15
TAB. 4: ZUGANGSARTEN ZUR ALTERSRENTE: REGELUNGEN ZU BEGINN UND ÄNDERUNGEN WÄHREND DER BEOBACHTUNGSZEIT ..... 24
TAB. 5: KONTINUITÄT VON VARIABLEN IM VERLAUF DES BETRIEBSPANELS 1996 BIS 2004 ..... 53
TAB. 6: ANTEIL AN NICHT BEOBACHTETEN AUSTRITTEN NACH ALTERSGRUPPE IM JAHR 1996 UND PERSONENVARIABLEN [IN %] ..... 62
TAB. 7: DURCHSCHNITTSALTER DES AUSTRITTS AUS DER ERWERBSTÄTIGKEIT NACH ALTERSGRUPPEN IM JAHR 1996 UND PERSONENVARIABLEN ..... 63
TAB. 8: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – TARIFBINDUNG ..... 67
TAB. 9: : KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – MITBESTIMMUNG ..... 68
TAB. 10: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – KÜNDIGUNGSSCHUTZ ..... 68
TAB. 11: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – ANTEIL BEFRISTET BESCHÄFTIGTER ..... 69
TAB. 12: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – ANTEIL BIS-30-JÄHRIGER BESCHÄFTIGTER 69
TAB. 13: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – INVESTITIONEN IN KOMMUNIKATIONSTECHNIK ..... 70
TAB. 14: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – BETRIEBSGRÖßE IN ANZAHL BESCHÄFTIGTEN ..... 71
TAB. 15: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – MÄNNER WESTDEUTSCHLAND ..... 80
TAB. 16: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – MÄNNER WESTDEUTSCHLAND - FORTGESETZT .. 81
TAB. 17: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – MÄNNER WESTDEUTSCHLAND - FORTGESETZT .. 82
TAB. 18: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – MÄNNER WESTDEUTSCHLAND - FORTGESETZT .. 83
TAB. 19: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – FRAUEN WESTDEUTSCHLAND ..... 84
TAB. 20: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – FRAUEN WESTDEUTSCHLAND -FORTGESETZT ..... 85
TAB. 21: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – FRAUEN WESTDEUTSCHLAND - FORTGESETZT ..... 86
TAB. 22: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – FRAUEN WESTDEUTSCHLAND - FORTGESETZT ..... 87
TAB. 23: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – MÄNNER OSTDEUTSCHLAND ..... 88
TAB. 24: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – MÄNNER OSTDEUTSCHLAND - FORTGESETZT ..... 89
TAB. 25: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – MÄNNER OSTDEUTSCHLAND -FORTGESETZT ..... 90
TAB. 26: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – MÄNNER OSTDEUTSCHLAND - FORTGESETZT ..... 91
TAB. 27: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – FRAUEN OSTDEUTSCHLAND ..... 92
TAB. 28: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – FRAUEN OSTDEUTSCHLAND - FORTGESETZT ..... 93
TAB. 29: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – FRAUEN OSTDEUTSCHLAND - FORTGESETZT ..... 94
TAB. 30: COX-PROPORTIONAL HAZARD RATE-SCHÄTZUNGEN – FRAUEN OSTDEUTSCHLAND - FORTGESETZT ..... 95
TAB. 31: TESTS AUF GLEICHHEIT DER SURVIVOR-FUNKTIONEN NACH GESCHLECHT ..... 116
TAB. 32: TESTS AUF GLEICHHEIT DER SURVIVOR-FUNKTIONEN NACH REGION ..... 117
TAB. 33: TESTS AUF GLEICHHEIT DER SURVIVOR-FUNKTIONEN NACH AUSBILDUNG ..... 118
TAB. 34: TESTS AUF GLEICHHEIT DER SURVIVOR-FUNKTIONEN NACH BERUFLICHER STELLUNG ..... 119
TAB. 35: TESTS AUF GLEICHHEIT DER SURVIVOR-FUNKTIONEN NACH EINTRITT IN DEN BETRIEB ..... 120
TAB. 36: TESTS AUF GLEICHHEIT DER SURVIVOR-FUNKTIONEN NACH EINTRITT IN DAS ERWERBSLEBEN ..... 121
TAB. 37: TESTS AUF GLEICHHEIT DER SURVIVOR-FUNKTIONEN NACH TAGESENTGELT ..... 122
TAB. 38: TESTS AUF GLEICHHEIT DER SURVIVOR-FUNKTIONEN NACH FREISTELLUNGSSPELLS ..... 123

# Abbildungsverzeichnis

ABB. 1: ENTWICKLUNG DER BESCHÄFTIGTENQUOTEN DER 50- BIS 64- JÄHRIGEN IN DEN STAATEN DER EU 15 VON 1995 BIS 2004 ..... 12
ABB. 2: SCHEMA DER DATENAUFBEREITUNG ..... 44
ABB. 3: ANZAHL DER SPELLS NACH JAHREN DER BETRIEBSZUGEHÖRIGKEIT IM AKTUELLEN BETRIEBSPANELBETRIEB ..... 46
ABB. 4 : KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – TARIFBINDUNG ..... 67
ABB. 5 : KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – MITBESTIMMUNG ..... 68
ABB. 6: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – KÜNDIGUNGSSCHUTZ ..... 68
ABB. 7: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – ANTEIL BEFRISTET BESCHÄFTIGTER ..... 69
ABB. 8: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – ANTEIL BIS-30-JÄHRIGER BESCHÄFTIGTER . 69
ABB. 9: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – INVESTITIONEN IN KOMMUNIKATIONSTECHNIK ..... 70
ABB. 10: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – BETRIEBSGRÖßE IN ANZAHL BESCHÄFTIGTEN ..... 71
ABB. 11: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG NACH GESCHLECHT ..... 116
ABB. 12: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNGEN NACH REGION ..... 117
ABB. 13: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNGEN NACH AUSBILDUNG ..... 118
ABB. 14: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – BERUFLICHE STELLUNG ..... 119
ABB. 15: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – EINTRITT DEN BETRIEB ..... 120
ABB. 16: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – EINTRITT IN DAS ERWERBSLEBEN ..... 121
ABB. 17: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNG UND TEST AUF GLEICHHEIT – TAGESENTGELT ..... 122
ABB. 18: KAPLAN-MEIER-SCHÄTZUNGEN NACH FREISTELLUNG IN DEN VERGANGENEN ZWEI JAHREN ..... 123

# Abkürzungsverzeichnis

| | |
|---|---|
| AFG | Arbeitsförderungsgesetz |
| ArbPlSchG | Arbeitsplatzschutzgesetz |
| ATG | Altersteilzeitgesetz |
| BA | Bundesagentur für Arbeit |
| BeH | Beschäftigten-Historik-Datei |
| BErzGG | Gesetz zum Erziehungsgeld und zur Elternzeit |
| BetrVG | Betriebsverfassungsgesetz |
| BLH | Beschäftigten-Leistungsempfänger-Historik-Datei |
| EntgFG | Entgeltfortzahlungsgesetz |
| HRS | Health and Retirement Study |
| IKT | Informations- und Kommunikationstechnologie |
| KSchG | Kündigungsschutzgesetz |
| LeH | Leistungsempfänger-Historik-Datei |
| MSchG | Mutterschutzgesetz |
| RHS | Retirement History Study |
| SchwbG | Schwerbehindertengesetz |
| SGB | Sozialgesetzbuch |
| SOEP | Sozio-Ökonomisches Panel |

# 1 Einleitung: Arbeitsmarkt für Ältere

Die demographischen Veränderungen der vergangenen Jahre insbesondere aber der noch anstehende Alterungsprozess der Gesellschaft stellen die deutschen Sozialversicherungen vor große Probleme der Finanzierung. Vor allem die umlagefinanzierte Rentenversicherung ist von dieser Entwicklung betroffen. Eine wachsende Zahl von Leistungsbeziehern steht einer kleiner werdenden Zahl von Beitragszahlern gegenüber. Verschärft wird das Problem dadurch, dass sich zur demographischen Entwicklung ein weiterer Trend gesellt, der sich negativ auf die Finanzen der Rentenversicherer auswirkt: seit Jahren sinkt die Erwerbsquote der Über-50-Jährigen. Ebenso ging das durchschnittliche Renteneintrittsalter bis in die späten 90er Jahre hinein zurück, um erst in den vergangenen Jahren wieder leicht anzusteigen. Im internationalen Vergleich mit anderen OECD-Ländern weist Deutschland einen relativ geringen Beschäftigungsanteil von Älteren auf. In den skandinavischen Ländern, aber auch in Portugal und im Vereinigten Königreich liegen die Erwerbsquoten in der Gruppe der 55- bis 65-Jährigen deutlich höher als dies in Deutschland der Fall ist (vgl. OECD (2004)).Eine nahe liegende, und auch deshalb immer wieder erhobene Forderung zur Lösung des Finanzierungsproblems ist die Anhebung des faktischen Renteneintrittsalters. Gelingt es, dieses zu erhöhen, verringert sich zum einen die erwartete Länge der Zahlungen an die nun später in die Rente eintretende Person, zum anderen steht die Person damit länger dem Arbeitsmarkt als potentieller Beitragszahler zur Verfügung.[1]

Die vorliegende Studie soll anhand einer empirischen Analyse für die Jahre 1996 bis 2004 aufzeigen, welche betrieblichen Faktoren neben Anreizen des Rentenrechts und neben persönlichen Merkmalen zu einer Verzögerung des Austritts aus dem Erwerbsleben führen. Dabei umfasst sie neben den in der großen Mehrzahl empirischer Untersuchungen gängigen Variablen, die die Arbeitsangebotsseite abbilden, auch wichtige Einflussfaktoren der Nachfrage nach Älteren. Somit können die Restriktionen, denen sich diese Personengruppe auf dem Arbeitsmarkt ausgesetzt sehen, wesentlich genauer als bisher geschehen in die Schätzungen einbezogen werden.

Anders als zunächst geplant, konnte mit den zur Verfügung stehenden Daten nicht das Renteneintrittsalter als solches untersucht werden. Dafür stellt die Arbeit auf die Untersuchung einer weiteren zentralen Variablen im Versicherungsverlauf, nämlich des Austritts aus dem

[1] Für die gesetzliche Regelaltersrente gilt zwar keine Hinzuverdienstgrenze und ihr Bezug ist damit nicht rechtlich an den Rückzug aus dem Erwerbsleben gebunden, in der Praxis geht der Renteneintritt aber in der Regel einher mit dem Ende einer aktiven Teilnahme am Arbeitsmarkt. Zudem hat der Gesetzgeber für die meisten Bezieher von vorgezogenen Altersrenten, die das Renteneintrittsgeschehen in Deutschland quantitativ bestimmen, die Möglichkeit des Hinzuverdienstes stark beschränkt.

Erwerbsleben und damit das Ende von Beitragszahlungen in die gesetzliche Rentenversicherung.

Die folgende Studie ist wie folgt aufgebaut: Nach einem deskriptiven Abriss der Erwerbs- und Rentenzugangsentwicklung im Beobachtungszeitraum sollen im folgenden Kapitel theoretische Vorüberlegungen über die Bestimmungsgründe für die Erwerbs- und Verrentungsentscheidung Älterer angestellt werden und in die bestehende Literatur zu dem Themenkomplex eingebunden werden. Spezielles Augenmerk gilt dabei Fragen, die in bisherigen empirischen Untersuchungen zum Thema nur am Rand oder gar nicht behandelt wurden und die für Deutschland erstmals mit einer für diese Arbeit erstellte Version des seit wenigen Jahren zur Verfügung stehenden Linked- Employer-Employee-Datensatz (LIAB) des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) analysiert werden konnten: Dies sind zum einen betriebsbezogene Angaben zu den Geschäftserwartungen und anderen Variablen des betrieblichen Verhaltens, wie qualifikatorische und Altersstruktur der Beschäftigten. Zum anderen können Einflüsse technischen Fortschritts auf den Verbleib älterer Beschäftigter untersucht und so Antworten auf die Frage gefunden werden, ob ein „age biased technological change“ in deutschen Betrieben festzustellen ist.

Danach wird der verwendete Datensatz, die notwendigen Schritte der Datenaufbereitung und die enthaltenen Variablen im Detail vorgestellt und ihre Tauglichkeit für die anschließenden Analysen diskutiert. Bevor die Ergebnisse der ökonometrischen Verweildaueranalyse vorgestellt und erörtert werden, soll das verwendete proportionale Hazardratenmodell mit seinen Annahmen und seiner Eignung für das spezielle Auswertungsziel kurz formal eingeführt und diskutiert werden. Den Abschluss bilden eine Zusammenfassung der Ergebnisse und ein Ausblick auf mögliche Erweiterungen der Arbeit.

Im Rahmen des gesamten Forschungsprojektes wurde in einer ersten Phase der Übergang zwischen Erwerbstätigkeit und Rente empirisch untersucht. Aufbauend auf der vorliegenden Studie sollen in einer zweiten Phase verschiedene Formen dieses Überganges auch mit Hilfe von Daten der Rentenversicherer analysiert werden, um damit ein genaueres Bild über den Verlauf von Zeiten der Erwerbstätigkeit und des Leistungsempfangs aus den Sozialversicherungen zu erhalten.

## *1.1 Erwerbsbeteiligung*

Zunächst soll einführend die Situation Älterer auf dem Arbeitsmarkt im Untersuchungszeitraum näher beschrieben werden. Dabei soll anhand einiger „stylized facts“ sowohl die gegenwärtige Situation dieser Generation näher beschrieben werden als auch die Arbeitsmarktentwicklung für Ältere seit Mitte der 1990er Jahre: Die zeitliche Abgrenzung ergibt sich einerseits aus der Tatsache, dass sich seitdem der eingangs beschriebene Paradigmenwechsel in der Arbeitsmarkt- und Rentenpolitik vollzogen hat. Andererseits dient der deskriptive Über-

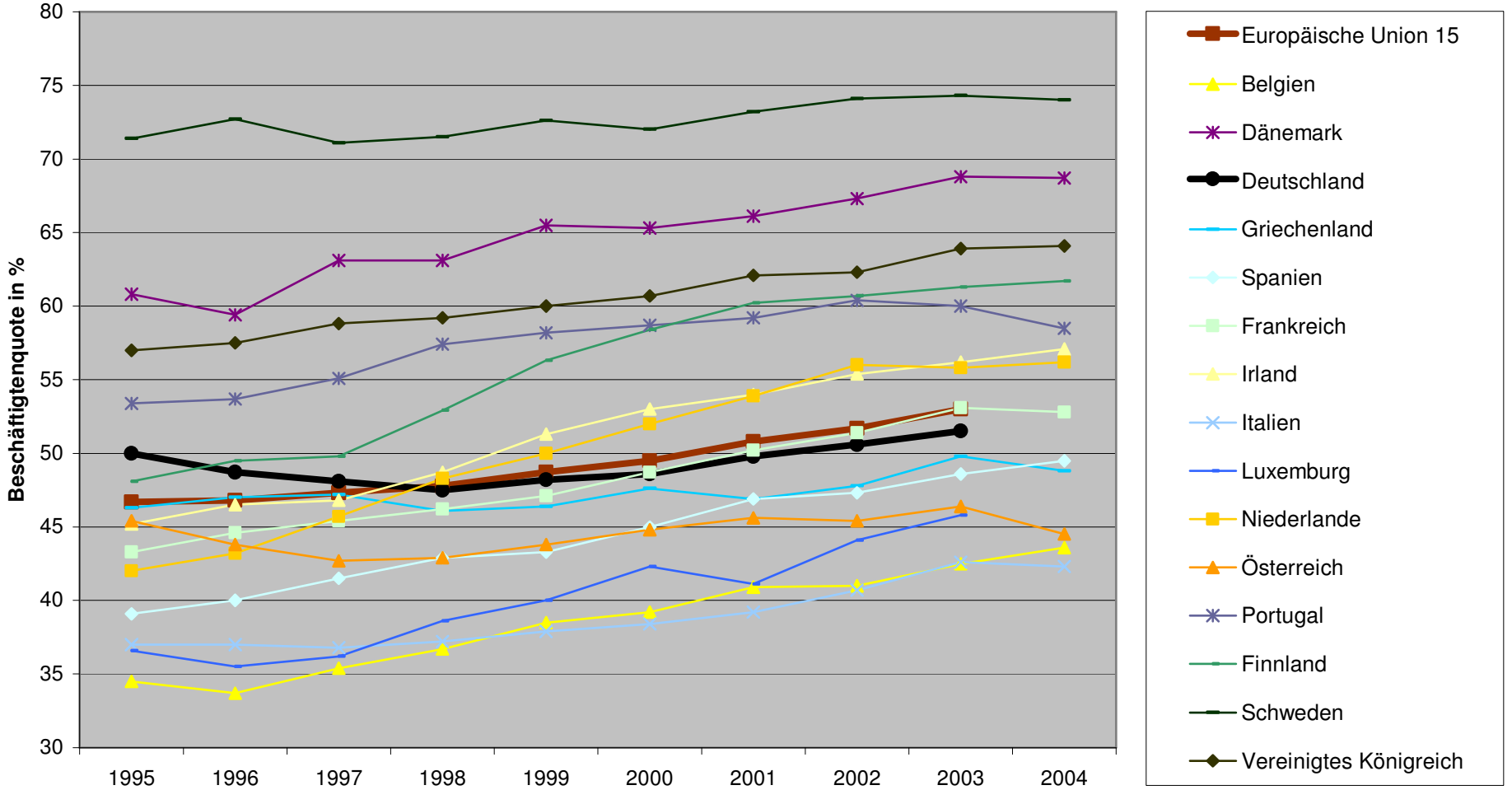
blick auch der Erläuterung der nachfolgenden multivariaten Analysen, für die ein geeigneter Datensatz für die beiden Landesteile erst ab 1996 vorliegt.

Am anschaulichsten lässt sich die Erwerbssituation der älteren Kohorten von Erwerbspersonen anhand der Beschäftigtenquoten darlegen. Statistiken zu altersspezifischen Arbeitslosenquoten beispielsweise können die Situation Älterer auf dem Arbeitsmarkt nur bedingt beschreiben, da diese auch die Entwicklung der Erwerbspersonen generell wider gibt (vgl. Funk (2004), S. 23f., Koller (2001), S. 16f.) und somit z.B. stark von den Zugangsregelungen zu Invaliditätsrenten abhängt.

Wie aus Abb.1 ersichtlich, ist die Erwerbsbeteiligung Älterer in Deutschland im internationalen Vergleich gering und in den vergangenen Jahren nur leicht gestiegen: Nach der von Eurostat ausgewiesenen Quote aus dem Jahr 2003 erreicht die Bundesrepublik mit 51,5% nicht den Durchschnittswert der EU-15-Staaten von 53%. So kommen die skandinavischen Länder Dänemark, Norwegen und Schweden mit rd. 70% auf weit höhere Werte. Auch in Portugal, Großbritannien und Irland ist ein weit größerer Anteil der 50- bis 64-Jährigen noch in Beschäftigung. Schwieriger sieht dagegen die Lage für Ältere auf den Arbeitsmärkten in den osteuropäischen Staaten aus. Bis auf die baltischen Länder erreichen alle osteuropäischen Beitrittsländer zur Union weit unterdurchschnittliche Beschäftigungsquoten unter den Älteren. Aber auch in den südeuropäischen Ländern Italien, Spanien und Griechenland, sowie in Belgien ist der Beschäftigtenanteil in der untersuchten Altersgruppe deutlich geringer als im Durchschnitt der EU-15-Staaten.

Auch wenn sich die Beschäftigtenquote der relevanten Altersgruppe in den vergangenen Jahren leicht erhöht hat, ist Deutschland relativ zur Vergleichsgruppe der EU-15-Staaten seit Mitte der 90er Jahre zurückgefallen: Lag die Bundesrepublik im Jahr 1995 mit 50% noch über dem Durchschnittswert der damaligen Union von 46,7%, liegt sie acht Jahre geringfügig darunter. Während die Staaten der EU-15 den Anteil um 6,3 Prozentpunkte steigern konnten, legte die Beschäftigtenquote in Deutschland nur vergleichsweise geringe 1,5 Prozentpunkte zu.

Abb. 1 Entwicklung der Beschäftigtenquoten der 50- bis 64- Jährigen in den Staaten der EU 15 von 1995 bis 2004




Quelle: Eurostat (2005)

## 1.2 Renteneintrittsalter

Die Entwicklung in den Erwerbsquoten Älterer der vergangenen Jahre findet ihren Niederschlag auch im Renteneintrittsalter: Nachdem sich das durchschnittliche Zugangsalter in die Versichertenrenten bis zum Jahr 1997 auf einen Tiefstwert von 59,6 Jahre abgesenkt hat, steigt der Wert seitdem Jahr für Jahr stetig an und lag im Jahr 2003 bei 60,7 Jahren (vgl. Tab. 1). Die Entwicklung ist für Frauen wie Männer gleichermaßen zu beobachten, wobei Männer im Durchschnitt ein halbes Lebensjahr vor Frauen die Rente antreten.

Allerdings muss angemerkt werden, dass das durchschnittliche Renteneintrittsalter eine wenig verlässliche Größe zur Bestimmung des Zugangsverhaltens ist. So können unterschiedliche Kohortengrößen der relevanten Jahrgänge einen bedeutenden Einfluss auf diese Maßgröße ausüben. Zudem bilden Erwerbsminderungsrenten in frühem Alter nicht das Erwerbsverhalten der untersuchten Gruppe ab. Büttner und Knuth (2004, S. 11 f.) berichten, dass sich das Eintrittsalter auf durchschnittlich 60,9 im Jahr 1996 und 61,9 2003 erhöhen, wenn man Zugänge in Erwerbsminderungsrenten von Personen unter 50 Jahren ausschließt.

Tab. 1: Durchschnittliches Zugangsalter in Versichertenrenten nach Geschlecht

| JAHR | GESAMT | MÄNNER | FRAUEN |
|---|---|---|---|
| 1993 | 60,3 | 60,1 | 60,6 |
| 1994 | 60,2 | 60,0 | 60,4 |
| 1995 | 60,1 | 59,8 | 60,5 |
| 1996 | 59,7 | 59,2 | 60,2 |
| 1997 | 59,6 | 59,2 | 60,1 |
| 1998 | 59,7 | 59,3 | 60,2 |
| 1999 | 60,1 | 59,6 | 60,5 |
| 2000 | 60,2 | 59,8 | 60,5 |
| 2001 | 60,2 | 59,9 | 60,5 |
| 2002 | 60,4 | 60,1 | 60,7 |
| 2003 | 60,7 | 60,5 | 60,9 |

Quelle: VDR(2004), eigene Berechnungen

Zusammengefasst lässt sich trotz der genannten Einschränkungen erkennen, dass in den späten 1990er Jahren eine Trendwende eingesetzt hat, die die langfristige Tendenz eines immer früheren Renteneintritts umkehrte. Bei genauerer Betrachtung der relevanten Rentenarten in Tab. 2 fällt auf, dass zwei Faktoren eine Rolle bei dem seit 1997 beobachteten Anstieg spielten. So ging einerseits der Anteil der Eintritte in die Rente wegen Erwerbsunfähigkeit besonders seit 1996 stark zurück. Machten Rentner dieser Rentenart, die häufig in jungen Jahren Ansprüche anmelden, 1993 noch ein gutes Viertel der Renteneintritte aus, lag der Anteil im Jahr 2003 bei nur noch 17,4 %. Besonders für Männer war ein Rückgang dieser Rentenart zu beobachten. Allerdings wird der Effekt dadurch verwässert, dass Neurentner wegen Erwerbsunfähigkeit im Mittel früher den Ruhestand antreten. Ein zweiter Grund für den Anstieg ist

ein späterer Eintritt der Altersneurentner. Männer dieser Kategorie gingen 2003 fast ein Jahr später in Altersrente als noch 1997. Für Frauen beträgt der Unterschied rd. acht Monate.

Tab. 2: Durchschnittliches Renteneintrittsalter und Anteil der Rentenarten nach Geschlecht und Rentenart von 1993 bis 2003

| | RENTEN WEGEN VERMINDERTER ERWERBSFÄHIGKEIT | | | | | | RENTEN WEGEN ALTERS | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Gesamt | | Männer | | Frauen | | Gesamt | | Männer | | Frauen | |
| Jahr | % | Alter | % | Alter | % | Alter | % | Alter | % | Alter | % | Alter |
| 1993 | 25,6 | 52,6 | 30,4 | 53,3 | 20,3 | 51,3 | 74,4 | 63,0 | 69,6 | 63,1 | 79,7 | 63,0 |
| 1994 | 24,5 | 52,3 | 27,7 | 53,0 | 20.4 | 51,0 | 75,5 | 62,8 | 72,3 | 62,7 | 79,6 | 62,9 |
| 1995 | 22,7 | 52,0 | 25,5 | 52,7 | 19,1 | 50,9 | 77,3 | 62,4 | 74,5 | 62,3 | 80,9 | 62,5 |
| 1996 | 24,7 | 51,9 | 29,8 | 52,6 | 19,3 | 50,8 | 75,3 | 62,3 | 70,2 | 62,1 | 80,7 | 62,4 |
| 1997 | 24,0 | 51,7 | 29,0 | 52,4 | 18,6 | 50,5 | 76,0 | 62,2 | 71,0 | 62,0 | 81,4 | 62,3 |
| 1998 | 22,6 | 51,6 | 28,2 | 52,3 | 16,9 | 50,3 | 77,4 | 62,2 | 71,8 | 62,1 | 83,1 | 62,2 |
| 1999 | 19,9 | 51,6 | 25,5 | 52,3 | 14,5 | 50,5 | 80,1 | 62,2 | 74,5 | 62,1 | 85,5 | 62,2 |
| 2000 | 19,6 | 51,5 | 24,1 | 52,2 | 15,1 | 50,3 | 80,4 | 62,3 | 75,9 | 62,2 | 84,9 | 62,3 |
| 2001 | 19,7 | 51,0 | 23,6 | 51,7 | 15,8 | 50,0 | 80,3 | 62,5 | 76,4 | 62,4 | 84,2 | 62,5 |
| 2002 | 18,6 | 50,4 | 21,6 | 51,1 | 15,5 | 49,5 | 81,4 | 62,7 | 78,4 | 62,6 | 84,5 | 62,8 |
| 2003 | 17,4 | 50,1 | 20,2 | 50,7 | 14,7 | 49,2 | 82,6 | 62,9 | 79,8 | 62,9 | 85,3 | 62,9 |

Quelle: VDR (2004), eigene Erstellung

Die Wahl des Rentenzugangs in die Altersrente ist stark von den rechtlich geregelten Bestimmungen abhängig. So verlor die Regelaltersrente von 1992 an trotz einsetzender Bemühungen, vorzeitigen Renteneintritt unattraktiv zu gestalten, an Bedeutung, bis ihr Anteil am Renteneintrittsgeschehen von 1999 wieder zunahm. Tendenziell zugenommen haben dagegen seit Anfang der 90er Jahre die Bedeutung der vorgezogenen Altersrenten für Frauen und diejenigen wegen Arbeitslosigkeit. Der Anstieg der Frauenrenten mag zum einen an einer gewachsenen Erwerbsbeteiligung von Frauen und einer damit einhergehenden höheren Quote an Rentenberechtigten dieser Zugangsart liegen, zum anderen an den Besonderheiten der geschlechtsspezifischen Erwerbsbiographien in der ehemaligen DDR. Dieselben Effekte mögen auch hinter der Entwicklung der Altersrente wegen Arbeitslosigkeit stecken: Nach der Einbeziehung der neuen Bundesländer im Jahr 1993 in die Statistik stieg der Anteil dieser Rentenzugangsart stark an.

In Tab. 3 erkennt man, dass sich die Struktur der Zugänge in die Versichertenrenten in den vergangenen Jahren deutlich geändert haben: Seit ungefähr 1996 lässt sich für die Renten wegen verminderter Erwerbsfähigkeit ein beständiger Rückgang feststellen. Trotzdem machten sie 2003 noch rund ein Fünftel der Zugänge aus. Während der Anteil der Zugänge in die Regelaltersrente von 1993 an bis 1997 ständig zurückging, machte diese Zugangsart im Jahr 2003 wieder gut ein Viertel der Rentenzugänge aus. Eine ähnliche Entwicklung machten die Zugänge in die Rente für langjährig Versicherte aus. Ihr Anteil sank bis 1996 erheblich und kletterte bis zum Jahr 2003 mit 14,9% fast wieder auf den Ausgangswert des Jahres 1993. Einen größeren Anteil am Zugangsgeschehen als 1993 machen heute die Altersrenten für schwerbehinderte Menschen aus. Eine besonders bewegte und zu anderen Zugangsarten kont-

räre Entwicklung lässt sich für die Zugänge in die Rente wegen Arbeitslosigkeit und nach Altersteilzeit verzeichnen. 1994 und 1995 stieg ihr Anteil sprunghaft an, um in den Folgejahren beständig abzunehmen. Trotzdem macht dieser Zugangsweg im Jahr mit 28,4% noch einen deutlich größeren Anteil aus als im Basisjahr 1993.

Tab. 3: Zugänge in die Versichertenrenten in % nach Jahren

| | | ALTERSRENTEN | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Jahr | Rente wegen verminderter Erwerbsfähigkeit insgesamt | Regelaltersrente | Für langjährig Versicherte | Für schwerbehinderte Menschen | Wegen Arbeitslosigkeit/nach Altersteilzeit | Für langjährig unter Tage Beschäftigte |
| 1993 | 30,4 | 27,3 | 16,9 | 6,9 | 18,2 | 0,3 |
| 1994 | 27,7 | 24,5 | 13,4 | 6,0 | 28,2 | 0,2 |
| 1995 | 25,5 | 19,9 | 11,7 | 5,4 | 37,4 | 0,1 |
| 1996 | 29,8 | 17,7 | 11,6 | 6,8 | 33,9 | 0,1 |
| 1997 | 29,0 | 15,8 | 13,4 | 7,0 | 34,8 | 0,0 |
| 1998 | 28,2 | 16,4 | 15,7 | 7,9 | 31,7 | 0,0 |
| 1999 | 25,5 | 17,7 | 16,2 | 8,6 | 32,0 | 0,0 |
| 2000 | 24,1 | 19,0 | 14,7 | 9,0 | 33,0 | 0,1 |
| 2001 | 23,6 | 20,3 | 14,2 | 9,9 | 31,9 | 0,1 |
| 2002 | 21,6 | 22,6 | 15,4 | 10,2 | 30,1 | 0,1 |
| 2003 | 20,2 | 26,4 | 14,9 | 10,1 | 28,4 | 0,0 |

Quelle: VDR (2004)

# 2 Theorien zum Erwerbsaus- und Renteneintritt

Die Frage der Bestimmungsgründe des Rentenzugangsverhaltens in Deutschland ist in den vergangenen Jahren recht ausgiebig untersucht worden. Neben den Studien von Schmidt (1995), Siddiqui (1997), Börsch-Supan und Schnabel (1998a und 1998b) und Antolin und Scarpetta (1998), die sich vorrangig mit Anreizen im deutschen Rentenrecht und ihren Auswirkungen auf das Verrentungsverhalten hierzulande beschäftigen, haben seit Anfang der 80er Jahre viele Studien um die Erklärung des faktischen Renteneintrittsalters gekreist. Keine dieser Studien bezieht allerdings – außer groben Kategorien der Sektorzugehörigkeit – betriebliche Hintergrundvariablen in die Analyse ein. In der Einbeziehung solcher Variablen und Theorien zur Erklärung des Renteneintritts wird daher der Schwerpunkt der empirischen Arbeit liegen.

Bei der Erklärung der Frage nach Bestimmungsgründen für den Austritt aus dem Erwerbsleben stehen sich Theorien der Arbeitsangebots- und Nachfrageentscheidung gegenüber. Zudem sind beide Seiten in ihrem Verhalten nicht frei, sondern an institutionelle Regeln gebunden, wie sie die Zugangbestimmungen zur Altersrente oder der besondere Kündigungsschutz älterer Beschäftigter darstellen. Es sollen im folgenden Kapitel eingebunden in die entsprechende Literatur theoretische Überlegungen angestellt werden, welche Faktoren in welcher Weise auf

die Verrentungsentscheidung wirken. Die anschließende empirische Analyse bezieht diese Ansätze dann in die empirische Überprüfung ein.

## 2.1 Beschäftigungsstabilität

Neben angebots- oder nachfrageseitigen Erklärungsmodellen der Verrentungsentscheidung hat sich zudem in den 90er Jahren eine wissenschaftliche Diskussion über eine vermutete Tendenz hin zu geringerer Beschäftigungsstabilität und einem häufigeren Wechsel zwischen den Arbeitsplätzen. Für ältere Beschäftigte würde ein solcher säkularer Trend besondere Risiken bergen, da die Wiedereinstellungschancen dieser Gruppe deutlich geringer sind als die jüngerer Kollegen. So weisen Chan und Stevens (2001) anhand von Daten der Health and Retirement Study (HRS) nach, dass der Verlust des Arbeitsplatzes im Alter von 50 Jahren und älter zu einer gravierenden Verschlechterung der Arbeitsmarktaussichten dieser Personengruppe führt, die sich mit zunehmendem Alter weiter verschärft. Heywood, Ho und Wei (1999) kommen für bspw. Hong Kong zu demselben Ergebnis.

Eine allgemeine Tendenz zu geringerer Stabilität von Beschäftigungsverhältnissen könnte daher ein Faktor sein, der sich auf das Risiko des Übergangs in den Ruhestand im Untersuchungszeitraum erhöhen, würde. Es lässt sich a

Für Deutschland gehen Winkelmann und Zimmermann (1998) finden keine Anhaltspunkte für eine schwindende Stabilität von Beschäftigungsverhältnissen im Zeitraum von 1974 bis 1974. Anhand einer Auswertung des Sozio-Ökonomischen Panels (SOEP) mit Hilfe von Zähldatenmodellen sehen sie für die landläufige Meinung nicht bestätigt, wonach sich in den 80er und 90er Jahren des vergangenen Jahrhunderts die Beschäftigungssicherheit verringert habe. Im Gegenteil üben Dummies des genannten Zeitraumes einen signifikant negativen Einfluss auf die erwartete Zahl der Jobwechsel aus. Allerdings berücksichtigen die Autoren nicht das Alter einer Person und lassen so keine Rückschlüsse auf das Beschäftigungswechselverhalten Älterer zu. Die Studie von Bergemann und Mertens (2004) reicht bis in das Jahr 1999 und damit in den Beobachtungszeitraum dieser Studie. Ebenfalls anhand von SOEP-Daten weisen sie nach, dass das sich die Medianverweildauer in den 1980er und 1990er Jahren verringert hat. Theorien der Stabilität des individuellen Erwerbsverlaufes sprechen für eine höhere Verbleibswahrscheinlichkeit auch des älteren Beschäftigten im Betrieb je weniger Friktionen die bisherige Erwerbshistorie des Beschäftigten aufweist (vgl. Schasse (1991) und Bender, Konietzka, Sopp (2000)). Dies führen sie darauf zurück, dass sich Personen mit eher kontinuierlichem Erwerbsverlauf tendenziell auf Positionen wieder finden, die ebenfalls eine weiterhin lückenlose Weiterführung der Erwerbstätigkeit erwarten lassen. Für sie dürfte daher das Risiko eines frühzeitigen Austritts aus dem Erwerbsleben sinken.

Auch wenn die Befunde hinsichtlich der Beschäftigungsstabilität bislang nicht eindeutig sind, erscheint eine zeitlich flexible Schätzung der Überlebenswahrscheinlichkeit allein aus diesem

Grunde notwendig. Zudem geben sie Anlass dazu, den gesamten Erwerbsverlauf der Personen mit zur Erklärung des Austrittsverhaltens hinzuzuziehen.

## 2.2 Angebotsseitige Bestimmungsgründe

Die meisten bisherigen Arbeiten zur Wahl des Renteneintrittsalters untersuchen den Einfluss (fast) ausschließlich auf Basis persönlicher Merkmale der Beschäftigten. Ausgangspunkt ist dabei immer ein mikroökonomisches Arbeitsangebotsmodell. Arnds und Bonin (2003) unterscheiden dabei drei Gruppen von Ansatzpunkten:

- statische Modelle,

- dynamische Modelle und

- dynamische, strukturelle Modelle.

Statische Modellen, wie sie in den ersten Studien (vgl. Feldstein (1974) und Boskin/Hurd (1978)) verwendet werden, und in einer einfachen binären Regression der Verrentungsentscheidung münden, verwenden zur Erklärung der Entscheidung nur solche kontemporäre Variablen wie aktueller, entgangener Lohn und Rentenanwartschaften. Eine Erwartungsbildung über zukünftige Einkommens-, Konsum- oder Gesundheitsgrößen wird in dieser Art von Modellen außen vor gelassen.

Diesen Umstand griffen Kritiker auf, die den intertemporalen Charakter der Entscheidung deutlicher hervorzuheben suchten. Die Kritik mündete darin, dass der so genannte *Optionswert* der Verrentungsentscheidung mit ins Nutzenkalkül einfließen ließen (vgl. Schmidt (1995)).[2] Die Entscheidung zwischen „Verblieb“ und „Austritt“ beruht dann auf einem Abgleich des Barwertes der beiden Optionen.

Eine weitere Neuerung brachten die strukturellen, dynamischen Modelle, die den Übergang in die Rente als sequenzielles Entscheidungsproblem auffassen und zu jeden (diskreten) möglichen Übergangszeitpunkt eine Nutzenabwägung modellieren (vgl. Gustman und Steinmeier (1986), Rust (1989), Rust und Phelan (1997), Blau und Gilleskie (1998), Heyma (2001) und Heyma (2004)), so dass ein ‚optimal stopping problem’ gelöst werden musste. Meist besteht der Ausgangspunkt der Analysen in der Formulierung der Entscheidung als intertemporales Problem, dessen Lösung nicht nur die Erwerbsentscheidung (endgültig) löst, sondern auch das verbleibende Lebenseinkommen weitgehend determiniert. Technisch betrachtet handelt es sich dabei um eine dynamische diskrete Entscheidungssituation, in der nach jedem Zeitinter-

[2] Beispiele für eine solche theoretische Behandlung des Themas sind die Arbeiten von Schmidt (1995), Riphahn und Schmidt (1997) sowie Viehbrok (1997 und 1998).

vall eine neu getroffen werden muss, solange der i.d.R. als unumkehrbar angenommene Entschluss zum Eintritt in die Rente nicht gefasst wurde. Allerdings ließen sich solche Modelle aufgrund der rechenintensiven Anforderungen erst mit dem Aufkommen von leistungsstarken Computern schätzen.

Um die Modelle realitätsnäher zu gestalten, haben sich einige Erweitungen dieser Modelle entwickelt, von denen im Folgenden die Einbeziehung des familiären Kontexts und der Rolle der Gesundheit dargestellt werden.

### 2.2.1 Familiärer Kontext

Zunehmende Bedeutung in der wissenschaftlichen Untersuchung der Renteneintrittsentscheidung kommt der Modellierung des Haushaltskontextes und der Einbeziehung des Verhaltens des Partners zu.[3] Mit zunehmender Erwerbsbeteiligung auch älterer Frauen spielen Überlegungen, gemeinsam den Ruhestand zu verbringen, aber auch Rentenansprüche des Partners zum Zeitpunkt der Entscheidung eine größere Rolle. Dabei gehen die Untersuchungen von der Vermutung aus, dass sich die mit der Verrentungsentscheidung eingehandelte Freizeit der Partner komplementär zueinander verhält. Die vorhandene Literatur findet dafür auch deutliche Anhaltspunkte: Für Deutschland zeigen Blau und Riphahn (1999), dass für verheiratete Paare die Erwerbsbeteiligung des Ehepartners einen positiven Einfluss auf die Entscheidung, Arbeit aufzunehmen, und einen negativen Einfluss auf die Entscheidung zur Frühverrentung ausübt. Der Effekt lässt sich auch für andere Länder nachweisen. So zeigen die Ergebnisse von Christensen und Datta Gupta (1999) aus der Retirement History Study (RHS) eine deutliche Tendenz zur gemeinsamen Renteneintritt von Partnern erkennen. Mastrogiacomo *et al.* (2004) untersuchen die gemeinsame Verrentungsentscheidung älterer Paare in den Niederlanden und kommen zu denselben Ergebnissen.

### 2.2.2 Gesundheit

Neben streng ökonomischen Einflussgrößen haben sich weitere Charakteristika der Beschäftigten als bedeutsam für die Arbeitsangebotsentscheidung Älterer herausgestellt, darunter der Gesundheitszustand. Theoretisch lässt sich dieser zum einen als Beschränkung der intertemporalen Budgetrestriktion in der simultanen Freizeit-Konsum-Entscheidung ausdrücken, zum anderen als Bestimmungsgröße für Präferenzbildung (vgl. Lumsdaine und Mitchell (1999), S. 3282f.). Eine Verschlechterung des Gesundheitszustandes verringert vielfach die Beschäftigungsfähigkeit und senkt damit die Erwerbsaussichten des Arbeitsanbieters. Solange der Substitutionseffekt Überhand über den Einkommenseffekt behält, verringert die Person bei einer negativen Änderung des Gesundheitszustandes sein Arbeitsangebot. Ein solches Ereignis

[3] Vgl. z.B. die Arbeiten von Hurd (1990), Gustman und Steinmeier (1994) sowie Blau (1998).

kann in der intertemporalen Arbeitsangebotsentscheidung auch den Planungshorizont in Form einer verkürzten Lebenserwartung widerspiegeln und führt auch dann zu einem vorgezogenen Rückzug auf das Altenteil. Zudem lässt sich auch argumentieren, dass ein schlechter Gesundheitszustand das Arbeitsleid erhöht und daher eine Veränderung der Präferenzen bewirkt, sodass die Person einen früheren Renteneintritt vorzieht. Theoretisch lässt sich daher ein negativer Effekt einer sich verschlechternden Gesundheit auf das Arbeitsangebot vermuten.

Viele Studien haben den Einfluss des gesundheitlichen Zustandes auf die Renteneintrittsentscheidung hervorgehoben. Ausgehend von den ersten empirischen Arbeiten zum Erwerbsverlauf Älterer, die in den 80er Jahren Auswertungen der RHS für die USA vornahmen, hat sich die Erkenntnis durchgesetzt, dass die Gesundheit einen entscheidenden Einfluss auf die Ruhestandsentscheidung hat und gesundheitliche Probleme daher einen wichtigen Faktor zur Erklärung von Frühverrentung darstellen (vgl. Sammartino (1987), Rust (1989), Quinn *et al.* (1990)). Dabei kommen einige Forscher zu dem Schluss, dass gesundheitliche Variablen einen stärkeren Einfluss auf den Renteneintritt ausüben als die finanziellen Rahmenbedingungen dieser Entscheidung (vgl. z.B. McGarry (2002)).

Unklarheit über die Einbeziehung von Gesundheitsvariablen besteht danach nur in methodischer Hinsicht, die von Bedeutung für die Quantifizierung des Einflusses ist: Wie verlässlich sind Selbstauskünfte über den eigenen gesundheitlichen Zustand? Und –damit verwandt- wie kann das Problem möglicher Endogenität der Angabe des Gesundheitszustands empirisch bewältigt werden? Wie interagiert dieser Gesundheitszustand mit anderen Hintergrundgrößen?

Eine wichtige Fortentwicklung der empirischen Untersuchungen des Zusammenhangs zwischen Gesundheit und Austritt aus dem Erwerbsleben war die Beobachtung, dass Selbsteinschätzungen des eigenen Gesundheitszustandes meist deutlich negativer ausfallen, als es objektive Maße erwarten lassen (vgl. Bazzoli (1985)). Etliche Arbeiten kreisten daher um den Umgang mit solchen, systematisch fehlerbehafteten Angaben. Während eine Forschungsrichtung sich mit den Anforderungen an ein objektives Maß der Gesundheit bemühten (vgl. Anderson und Burkhauser (1985) oder Bound (1991)), versuchte eine andere, das Problem der Endogenität der selbst erklärten Variablen Gesundheit bei der Schätzung des Eintrittsereignisses (vgl. Dwyer und Mitchell (1998), Dwyer (2001) oder Larsen und Datta Gupta (2004)) zu berücksichtigen. Lindeboom und Kerkhofs (2002) argumentieren, dass selbst objektive Gesundheitsmaße endogen sind, da sie vom Erwerbsverlauf einer Person mitbestimmt sind und stellen ein Modell auf, in dem sowohl Erwerbsstatus als auch Gesundheitszustand endogenisiert sind und das sie anhand von niederländischen Querschnittsdaten testen.

Für die folgenden, empirischen Analysen ergibt sich daher die dringende Notwendigkeit, für diese Einflussgröße zu kontrollieren.

### 2.2.3 Rechtliche Regelungen für den Übergang in die Rente

Weiterhin von zentraler Bedeutung für die Bestimmung des Eintrittsalters in die gesetzliche Rente sind institutionelle Regelungen, die die verschiedenen Möglichkeiten des Übergangs aus dem Erwerbsleben festlegen. Die Bedingungen für diese Zugangsarten haben sich in den vergangenen Jahren, und damit im Beobachtungszeitraum dieser Untersuchung, erheblich geändert. Sie sind im Rentenrecht (SGB VI) und im Arbeitsförderungsgesetz (SGB III, vor 1998 AFG) festgelegt. Die Entwicklung der Rentenpolitik im Beobachtungszeitraum und damit auch die Möglichkeiten zum finanziell durch die gesetzliche Rente gesicherten Abschied aus dem Erwerbsleben sollen im Folgenden dargelegt werden.[4]

Spätestens in den 1990er Jahren hat sich ein Kurswechsel in der Rentenpolitik weg von einer den Arbeitsmarkt entlastenden Anreizsetzung zur Frühverrentung hin zu einer verstärkten Erwerbsbeteiligung Älterer[5]. Die schnelle Abfolge von Rechtsänderungen spiegelt auch die intensive Diskussion um die Zukunft und Finanzierung der gesetzlichen Rente wider und fallen in ihrer Wirkung in den Beobachtungszeitraum dieser Studie: Das Rentenreformgesetz 1992 sah u.a. die stufenweise Heraufsetzung der vorzeitigen und flexiblen Altersgrenzen von 60 bzw. 63 Jahren auf 65 Jahre vor. Am 1.1.1997 trat das Wachstums- und Beschäftigungsförderungsgesetz in Kraft. Darin war u.a. eine vorgezogene Umsetzung der Anhebungen der Altersgrenzen enthalten, wie sie die Rentenreform 1992 vorgesehen hatte. Die Rentenreform aus dem Jahr 1999 erschwerte den vorzeitigen Eintritt in die staatliche Rente erneut: Mit der Anhebung der Altersgrenzen für Schwerbehinderte und der gleitenden Abschaffung der Altersrente wegen Arbeitslosigkeit und Altersteilzeit sowie der vorzeitigen Altersrente für Frauen wurden dem frühen Ausstieg aus dem Erwerbsleben weitere Hürden auferlegt. Zwar wurde nach der Bundestagswahl 1998 die Anhebung der Grenze für Schwerbehinderte wieder bis Ende 2000 ausgesetzt, aber die Erwerbsminderungsrenten-Reform, die zu Beginn des Jahres 2001 in Kraft trat, löste insbesondere die Berufsunfähigkeitsrente aus dem Leistungskatalog der gesetzlichen Sozialversicherung herausgelöst und die Altersgrenze für Schwerbehinderte auf 63 Jahre angehoben.

---

[4] Ausführliche Überblicke über die Eintrittspfade in die gesetzliche Rente geben u.a. auch Rosenow und Wagner (1994), Gatter und Hartmann (1995), Brühl (1997) und Michaelis und Rieckhoff (2003).

[5] Schon vor der Rentenreform 1973 gab es in Deutschland zahlreiche Möglichkeiten des Rentenzugangs vor dem gesetzlich festgelegten Renteneintrittsalter. So hatten Arbeitslose seit der Rentenreform 1957 die Möglichkeit, mit 60 Jahren ihre Altersrente anzutreten. Die 2. Rentenreform von 1973 flexibilisierte die bis dahin noch starreren Altersgrenzen mittels eines vorgezogenen Altersruhegeldes für langjährig Versicherte und führte das hinausgeschobene Altersruhegeld und Altersrenten für Schwerbehinderte sowie Berufs- und Erwerbsunfähige neu ein. Das vorgezogene Ruhestandsalter für Schwerbehinderte wurde 1979 von 62 auf 61 Jahre, ab 1980 auf 60 Jahre abgesenkt.

Welche Rentenzugangswege standen älteren Arbeitnehmern in Deutschland im Untersuchungszeitraum offen? Vorab sollen einige Begriffsklärungen das Verständnis erleichtern: Für viele Rentenzugangsarten gilt, dass vor Rentenantritt eine *Wartezeit* - Mindestversicherungszeit - verstrichen sein muss, ab der man erst rentenberechtigt ist. Je nach Rentenart werden der Wartezeit über die Versicherungszeit hinaus weitere Zeiten angerechnet.[6]

Zunächst unterscheidet man verschiedene Rentenarten. Neben der Altersrente, treten die Berufs- und Erwerbsunfähigkeitsrente und die Rente wegen Todes. Nur der Zugang zu den beiden erstgenannten sollen hier dargestellt werden, da zum einen diese beiden Rentenarten in der Regel das Ende der Teilnahme am Arbeitsmarkt mit sich bringen und da zum anderen nur für diese beiden ein erkennbarer Zusammenhang zwischen betrieblichem Verhalten und Renteneintritt besteht.

#### 2.2.3.1 Altersrente

Bestand die Zielsetzung der Altersrente historisch zunächst darin, Ruheständler in den letzten Jahren ihres Lebens vor Armut zu schützen, erfüllt sie heute die Aufgabe, den Lebensstandard aus dem Erwerbsleben auch im Ruhestand zu erhalten. Zudem sind im deutschen Rentensystem seit vielen Jahren implizit auch andere Lebensrisiken mitversichert, die typischerweise am Ende des Erwerbslebens mit höherer Wahrscheinlichkeit auftreten wie Erwerbsunfähigkeit und Arbeitslosigkeit. Dies drückt sich in Möglichkeiten des vorgezogenen Zugangs in die Altersrente aus, die Gegenstand der folgenden Seiten sind.

##### *2.2.3.1.1 Regelaltersrente*

Den zumindest offiziell gängigen Weg in die Rente stellt die Regelaltersrente dar, die mit 65 Jahren ohne Abzüge[7] angetreten werden kann. Anders als in vielen anderen EU-Staaten sieht

---

[6] Für Wartezeiten von fünf, fünfzehn und zwanzig Jahren werden neben Beitrags- und Ersatzzeiten auch Zeiten aus dem Versorgungsausgleich und aus geringfügiger Beschäftigung berücksichtigt. Unter Ersatzzeiten versteht man Dies sind Zeiten ohne Beitragsleistung, weil der Versicherte - aus Gründen, die nicht in seiner Person lagen - an der Zahlung von Beiträgen gehindert war, z. B. durch Kriegsgefangenschaft, NS-Verfolgung, Flucht und politische Haft in der DDR. Zu den Beitragszeiten zählen auch Zeiten der Kindererziehung: Für jedes vor dem 1. Januar 1992 geborene Kind wird dem erziehenden Elternteil eine Beitragszeit von einem Jahr unterstellt, wobei ein durchschnittlicher Verdienst unterstellt wird. Für jedes später geborene Kind werden drei Jahre auf die Beitragszeit angerechnet. Für einzelne Rentenzugangsarten kommen Anrechnungs-, Berücksichtigungs- und Zurechnungszeiten, somit alle rentenrechtlichen Zeiten, hinzu.

[7] Die monatliche Versicherten-Bruttorente ergibt sich aus der Multiplikation von persönlichen Entgeltpunkten und aktuellem Rentenwert. Die Entgeltpunkte, die die Basis für die Ermittlung der Rentenhöhe darstellt, ergeben sich zunächst aus dem Verhältnis des Einkommens des Versicherten mit dem Durchschnittseinkommen aller Versicherten des jeweiligen Kalenderjahres. Die Entgeltpunkte der einzelnen Jahre7 werden addiert und bilden die Basis für die spätere Rentenzahlung.

die Altersrente kein obligatorisches Renteneintrittalter vor.[8] Die allgemeine Wartezeit wurde 1984 von fünfzehn auf fünf Jahre abgesenkt. Die mögliche Anrechnung von Perioden der Kindererziehung von maximal einem Jahr auf die Wartezeit wurde 1992 auf drei Jahre erweitert. Eine Hinzuverdienstgrenze gilt für die Altersgrenze nicht. Allerdings müssen Arbeitgeber ihren Anteil an den Sozialversicherungsabgaben für die von ihnen Beschäftigten bezahlen.

#### *2.2.3.1.2 Vorgezogene Altersrenten*

Neben der Regelaltersrente steht gegenwärtig noch eine Reihe von anderen Arten des Zugangs zur Altersrente offen.[9] Da diese einen im Sinne der Regelaltersrente vorzeitigen Eintritt in die Rente darstellen, sind sie hier von besonderer Wichtigkeit. Die Zugangspfade sind im Einzelnen:

- die Altersrente wegen Arbeitslosigkeit,
- die Altersrente bei verminderter Erwerbsfähigkeit,
- die Altersrente für langjährig Versicherte,
- die Altersrente nach Altersteilzeit und
- die vorgezogene Altersrente für Frauen.

---

Danach wird diese Summe dann mit dem Zugangsfaktor multipliziert, der eine Anpassung der Rentenhöhe an den gewählten Renteneingangszeitpunkt darstellt. Der Zugangsfaktor beträgt zunächst 1,0. Er steigt, wenn eine Rente wegen Alters trotz erfüllter Wartezeit erst nach Vollendung des 65. Lebensjahres in Anspruch genommen wird. Abschläge sind hinzunehmen, wenn eine Rente vorzeitig in Anspruch genommen wird. Nach dieser Multiplikation erhält man die persönlichen Entgeltpunkte. Die Bruttorente ergibt sich dann nach Multiplikation mit dem Rentenwert. Dies ist der Betrag, der einer monatlichen Rente aus Beiträgen eines Durchschnittverdieners für ein Jahr entspricht.

[8] Auch ein Erreichen der Altersgrenze für die abschlagfreie Altersrente berechtigt den Arbeitgeber nach dem KSchG nicht zu einer Kündigung. Sie ist nur dann rechtens, wenn dem Beschäftigten nachgewiesen werden kann, dass er seinen Aufgaben nicht länger gewachsen ist. Allerdings enthalten nicht nur individuelle Verträge i.d.R. Klauseln, die ein Ende des Arbeitsverhältnisses an ein festgelegtes Alter knüpfen, sondern auch viele Tarifverträge und Betriebsvereinbarungen (vgl. Schmidt (2003), S. 361).

[9] Die Möglichkeit, schon vor der eigentlichen Altersgrenze, in den Ruhestand zu gehen, besteht schon lange: Im März 1929 wurde für arbeitslose Angestellte, die das 60. Lebensjahr vollendet hatten und ohne Anspruch auf Arbeitslosenunterstützung blieben, die Möglichkeit eröffnet, die Altersrente schon vorzeitig zu beziehen. Für Arbeiter wurde diese Regelung im Jahr 1957 (mit dem ArVNG) ausgedehnt. Ebenfalls seit 1957 konnten Frauen bis zu 5 Jahre vor der regulären Altersgrenze von 65 in den bezahlten Ruhestand gehen. Die erste große Rentenreform im Jahr 1973 führte dann u.a. die flexible Altersgrenze für Versicherte mit mindestens 35 Versicherungsjahren ein. Diese Personengruppe konnte sich ab einem Alter von 63 Jahren verrenten lassen. Schwerbehinderte, Berufs- oder Erwerbsunfähige konnten ab 1972 mit 62 in Rente gehen, später gar ab einem Alter von 60 Jahren.

Bis Ende 1991 musste man bei vorzeitigem Renteneintritt keinen Abschlag hinnehmen. Mit den Rentenreformen in den Jahren 1992, 1999 und 2001 sind die Möglichkeiten für den vorzeitigen Renteneintritt stark eingeschränkt worden. Die Änderungen werden mitsamt den Rentenzugangsarten im Folgenden beschrieben werden. Eine Zusammenfassung der Zugangsarten findet sich in Tab. 4.

Für die Bezieher einer vorgezogenen Altersrenten gilt, dass nur bis zu einer Höhe von 345 € brutto (Stand: Dezember 2005) hinzuverdient werden. Innerhalb eines Kalenderjahres ist ein zweimaliges Überschreiten dieses Betrages bis zum Doppelten (zum Beispiel durch Urlaubs- und Weihnachtsgeld) zulässig (vgl. Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (2005), S. 95). Für Bezieher einer Teilrente gelten höhere Hinzuverdienstgrenzen.

*Altersrente wegen Arbeitslosigkeit:* Eine besondere Art des Renteneintritts wird Arbeitslosen gewährt. Sie können mit 60 Jahren aus dem Erwerbsleben treten, solange sie bei Rentenantritt arbeitslos waren und nach dem Alter von 58 ein halb Jahren mindestens 52 Wochen lang arbeitslos waren. Zudem müssen sie innerhalb der letzten 10 Jahre vor Rentenbeginn mindestens 8 Jahre mit Pflichtbeitragszeiten zurückgelegt haben und eine Wartezeit von mindestens 15 Jahren vorweisen.[10]

Im Verlauf der 90er Jahre wurde der Zugang zu dieser Rentenart erschwert und läuft in den kommenden Jahren vollständig aus. Von 1997 an wurde die Altersgrenze, also das Alter, ab dem ein abschlagfreier Eintritt möglich ist, stufenweise von 60 auf 65 Jahre angehoben. Auch die Altersgrenze für eine vorzeitige Inanspruchnahme der Versicherungsleistung wurde auf 63 Jahre heraufgesetzt. Danach konnte wer zwischen 1.1.1937 und 31.12.1945 geboren ist und die weiteren Anforderungen erfüllt, zwar weiterhin mit Vollendung des 60. Lebensjahres in Rente gehen, aber es ergeben sich je nach Alter und Renteneintrittsalter Abschläge von bis zu 18% (pro Monat vorzeitigem Eintritt gehen 0,3% der Rentenansprüche verloren).[11]

---

[10] Die Regelung wurde im Jahr 1957 eingeführt, aber erst ab den 1970er Jahren in Zeiten höherer Arbeitslosigkeit in nennenswertem Umfang genutzt. Diese Form des Ausscheidens aus dem Erwerbsleben - umgangssprachlich auch als 59er-Regelung bekannt – hat sich als indirekter Rentenzugang etabliert, der über den Umweg der Arbeitslosigkeit schon vor dem 60. Lebensjahr den Ausstieg aus dem Erwerbsleben zulässt (vgl. Gatter und Hartmann (1995), S. 414). Dabei werden zunächst Leistungen der Arbeitslosenversicherung in Höhe von 60 bzw. 67 % (bei Arbeitslosen mit Kindern) des letzten Nettoverdienstes eingezogen, die der ehemalige Arbeitgeber aufstockt, bis die Altersgrenze von 60 Jahren erreicht ist.

[11] Ein Vertrauensschutz wurde bei der Anhebung im Jahr 1997 für Versicherte eingerichtet, die vor dem 1.1.1942 geboren wurden, und mindestens 45 Jahre Pflichtbeiträge bezahlt haben, für solche, die zum Stichtag 14.2.1996 arbeitslos und nicht älter als 55 Jahre waren, sowie für Beschäftigte der Montanindustrie. Für vor 1941 Geborene dieser Gruppen war ein vorzeitiger Renteneintritt mit 60 Jahren weiterhin möglich. Für die Jüngeren erfolgte die Anpassung der Altersgrenzen in Viermonatsschritten.

Tab. 4: Zugangsarten zur Altersrente: Regelungen zu Beginn und Änderungen während der Beobachtungszeit

| ALTERSRENTEN-ZUGANG | FRÜHESTER RENTEN-EINTRITT | WAR-TEZEIT | WEITERE VORAUSSETZUNGEN | HINZUVER-DIENST | WICHTIGE ÄNDERUNGEN IM BEOBACHTUNGS-ZEITRAUM |
|---|---|---|---|---|---|
| **Regelaltersrente** | 65 Jahre | 5 Jahre | | Unbegrenzt | |
| **Altersrente wegen Arbeitslosigkeit** | 60 Jahre | 15 Jahre | Bei Eintritt und mindestens 12 Monate in den 18 Monaten vor Eintritt arbeitslos, 8 Jahre Pflichtbeiträge in den zehn Jahren vor Eintritt | Je nach Teilrente und dem zuletzt versicherten Verdienst; getrennt nach Ost und West | Die Altersgrenze wurde von 1997 an stufenweise auf 65 Jahre angehoben. Vorzeiger Eintritt mit Rentenabschlägen möglich. |
| **Altersrente bei Schwerbehinderte, Berufs- und Erwerbsunfähige** | 60 Jahre | 35 Jahre | Bei Beginn der Rente schwerbehindert (Grad der Behinderung mindestens 50 %), berufs- oder erwerbsunfähig | Je nach Teilrente und dem zuletzt versicherten Verdienst; getrennt nach Ost und West | Die Altersgrenze wurde von 2001 an stufenweise auf 63 Jahre angehoben. Vorzeiger Eintritt mit Rentenabschlägen möglich. |
| **Altersrente für langjährig Versicherte** | 62 Jahre | 35 Jahre | | Je nach Teilrente und dem zuletzt versicherten Verdienst; getrennt nach Ost und West | Die Altersgrenze wurde von 2000 an stufenweise auf 65 Jahre angehoben. Vorzeiger Eintritt mit Rentenabschlägen möglich. |
| **Altersrente Altersteilzeit** | 60 Jahre | 15 Jahre | Mindestens 24 Monate Altersteilzeitarbeit, innerhalb der letzten 10 Jahre vor Rentenbeginn mindestens 8 Jahre mit Pflichtbeitragszeiten | Je nach Teilrente und dem zuletzt versicherten Verdienst; getrennt nach Ost und West | Die Altersgrenze wurde von 1997 an stufenweise auf 65 Jahre angehoben. Vorzeiger Eintritt mit Rentenabschlägen möglich. |
| **Vorgezogene Altersrente für Frauen** | 60 Jahre (bzw. 65 Jahre) | 15 Jahre | nach Vollendung des 40. Lebensjahres mehr als 10 Jahre Pflichtbeitragszeit | | Die Altersgrenze wurde zum 1.1. 2000 für ab 1940 Geborene stufenweise auf 65 Jahre angehoben. Eintritt vorher mit Rentenabschlägen möglich. |

Quelle: Bundesanstalt für Angestellte, eigene Erstellung, Stand: Januar 2005

In den Jahren 1996 bis 2003 sank der Anteil unter den jeweils 60-Jährigen an der Gesamtbevölkerung, die eine vorgezogene Altersrente wegen Arbeitslosigkeit beantragten, von rund 17% auf ungefähr 5% (vgl. Büttner (2005), S. 6). Zwar steigen im zeitlichen Verlauf die Zugangsanteile für Personen zwischen 61 und 64 Jahren leicht an, doch insgesamt sinkt die Bedeutung dieser Rentenart im Beobachtungszeitraum ab.

Zwei Gründe sprechen nach Büttner (2005, S. 7) für einen Rückgang in der Wahl dieses Rentenzugangs zum frühst möglichen Zeitpunkt: Zum einen greift die Einführung von Rentenabschlägen, zum anderen zeigt das Ende des Altersübergangsgeldes in der ehemaligen DDR Ende 1992 seine Wirkung, die spätestens Ende 1997 zu einer Rente wegen Arbeitslosigkeit im Alter von 60 Jahren führte.

*Altersrente für langjährig Versicherte:* Im Jahr 1996 konnten langjährig Versicherte noch ab dem 63. Geburtstag ohne Abzüge ihre Rentenansprüche geltend machen, wenn sie eine Wartezeit von 35 Jahren erfüllten. Mit Wirkung zum 1.1.1999 wurde die Altersgrenze für ab1997 geborene Versicherte schrittweise von 63 auf 65 Jahre angehoben. So konnten diese Jahrgänge vom Jahr 2000 an nur noch mit Abschlägen in Rente gehen. Für 1939 und später Geborene gilt inzwischen eine Altersgrenze von 65 Jahren. Eine vor einigen Jahren beschlossene Absenkung des Mindestalters von 63 auf 62 Jahre wird sich erst auf das Eintrittsverhalten der ab 1948 Geborenen auswirken.[12] Diese Rentenart wird damit langfristig abgeschafft, da sich die Zugangsregeln nicht von denen der Regelaltersrente unterscheiden.

Im Zeitraum von 1996 bis 2003 lässt sich der erstmalige Abschlag im Jahr 2000 deutlich am Anteil der 63-Jährigen erkennen, die eine solche Rentenzugangsart wählen. 1997, 1998 und 1999 steigt der Anteil an, um danach deutlich abzufallen (vgl. Büttner (2005)).

*Altersrente für Schwerbehinderte:* Auf die Altersrente für Schwerbehinderte hat Anspruch, wer das 63. Lebensjahr vollendet hat, bei Beginn der Altersrente anerkannter Schwerbehinderter ist und die Wartezeit von 35 Jahren erfüllt hat.

Schwerbehinderte im Sinne § 1 SchwbG sind Personen deren Grad der Behinderung mindestens 50% beträgt. Mit den üblichen Abschlägen von 0,3% je Monat kann man die Altersrente für Schwerbehinderte schon im Alter von mindestens 60 Jahren vorzeitig antreten.

Die Altersgrenze wurde für diese Rentenart vom Jahr 2001 an von 60 auf nun 63 Jahre angehoben. Von der Anhebung betroffen waren Versicherte, die nach dem 31.12.1940 geboren

---

[12] Allerdings wurde auch für diese Regeländerung Vertrauensschutz gewährt: Für Versicherte, die vor dem 1.1. 1942 geboren sind und 45 Jahre Pflichtversicherungszeit aufweisen, sowie solche, die am 14.2.1996 Vorruhestandsgeld empfangen haben, galt weiterhin die Regelung des Rentenreformgesetzes von 1992.

wurden. Eine vorzeitige Inanspruchnahme dieser Altersrente ist frühestens ab Vollendung des 60. Lebensjahres möglich.[13] Bis Ende 2000 konnte diese Rente auch in Anspruch genommen werden, wenn statt einer Schwerbehinderung Berufs- oder Erwerbsunfähigkeit vorlag. Im Rahmen einer Bestandsschutzregelung gilt dieses Recht für Versicherte weiter, die vor dem 1.1.1951 geboren sind.

Die Altersrente für Schwerbehinderte hat in den vergangenen Jahren stetig zugenommen. Während 1996 in Deutschland noch gut 45.000 Menschen diese Form der Altersrente erstmals bezogen, lag die Zahl zehn Jahre später bei knapp 73.000. Der Anteil unter den Rentenzugängen aller Versichertenrenten stieg derweil von 4,3% auf 7,3%. Seit dem Jahr 2001 gelten Abschläge für schwerbehinderte 60-Jährige. Trotzdem steigt bis 2002 der Anteil in dieser Kohorte. Büttner (2005, S. 9) macht für diese Beobachtung mögliche Ausweicheffekte aus anderen Zugangsformen und umfangreiche Vertrauensschutzregelungen verantwortlich.

*Altersrente nach Altersteilzeit:* Eine Form des kontinuierlichen Übergangs aus dem Erwerbsleben stellt die Altersteilzeit dar. Nach dieser Phase reduzierter Erwerbstätigkeit sieht die Sozialgesetzgebung einen besonderen Zugang zur Altersrente vor, sodass Mitte 50-Jährige nach einer Periode der Teilzeit in die Rente eintreten können.

Unter den unten näher aufgeführten Auflagen kann ein Versicherter seine Arbeitszeit auf die Hälfte reduzieren und bis zum Bezug der Altersrente Zuschüsse von der Bundesagentur für Arbeit (BA) beziehen: Das Gesetz zur Förderung eines gleitenden Übergangs in den Ruhestand (Altersteilzeitgesetz, ATG), das zum 1. August 1996[14] in Kraft trat, setzt für Arbeitgeber und Arbeitnehmer die Rahmenbedingungen für Vereinbarungen über Altersteilzeitarbeit.

---

[13] Versicherte, die zu den so genannten rentennahen Jahrgängen gehören, können sich wieder auf einen Vertrauensschutz bei der Anhebung der Altersgrenze berufen, wenn sie vor dem 1. Januar 1942 geboren sind und mindestens 45 Jahre mit Pflichtbeiträgen für eine versicherte Beschäftigung aufweisen können oder bis zum 16.11.1950 geboren sind und am 16.11.2000 schwerbehindert, berufsunfähig oder erwerbsunfähig nach dem am 31.12.2000 geltenden Recht waren. Der Vertrauensschutz bewirkt, dass eine Anhebung der Altersgrenze nicht erfolgt - die Rente kann also mit 60 Jahren ungekürzt in Anspruch genommen werden.

[14] Vorgänger dieser Regelung war das von 1984 an gültige Vorruhestandsgesetz. Nach der bis 1988 befristeten Regelung hatten Beschäftigte das Recht, nach Vollendung des 58. Lebensjahres unter Fortzahlung von reduzierten Bruttogehältern bis zum Eintritt in die Altersrente durch den Arbeitgeber frühzeitig gänzlich aus dem Erwerbsleben auszuscheiden. Auch hier wurden Zuschüsse gewährt, wenn der Arbeitgeber Lehrlinge oder Arbeitslose auf der frei gewordene Stelle einsetzte. Dieser für die Arbeitgeber teure Renteneintritt wurde 1989 durch den Rechtsanspruch auf Altersteilzeit ersetzt, der ältere Arbeitnehmer stärker an den Kosten des vorgezogenen Ausscheidens aus der Beschäftigung beteiligte und zugleich die bei den Unternehmen anfallenden Kosten durch vermehrte Zuschüsse durch die BA senkte (vgl. Arnds und Bonin (2003)). Die Regelungen dieses Altersteilzeitgesetzes, das in den Jahren 1989 bis 1992 bestand, wurde allerdings nur in sehr geringem Maße in Anspruch genommen (vgl. Menges (2001)). Zudem bestand in den Ostdeutschland nach der Vereinigung der beiden Staaten für Arbeitslose ab dem Alter von 57 Jahren (ab Juli 1991 55 Jahren) die Möglichkeit, ein „Altersübergangs-

Danach können ältere Arbeitnehmer ihre Arbeitszeit auf die Hälfte zu verringern, wenn sie das 55. Lebensjahr vollendet haben und innerhalb der letzten fünf Jahre vor Beginn der Altersteilzeit mindestens drei Jahre sozialversicherungspflichtig beschäftigt gewesen sind. Die Vereinbarung muss dabei immer mindestens bis zum Rentenalter reichen. Altersteilzeitarbeit wird von der BA nur dann gefördert, wenn der Arbeitgeber die frei werdende Stelle durch einen Arbeitslosen oder die Weiterbeschäftigung eines Auszubildenden wieder besetzt.[15]

Die BA erstattet für den Zeitraum von bis zu sechs Jahren Zuschläge[16] auf das halbe Arbeitsentgelt, so dass dem Arbeitnehmer nach § 4 I ATG mindestens 70% seines früheren Nettoentgelts verbleiben. Um den Ausfall von Ansprüchen auf Altersrente auszugleichen, stockt die BA zudem die Rentenversicherungsbeträge des Teilzeitbeschäftigten auf, so dass diese mindestens 90% der bisherigen betragen. Soweit die Tarifvertragsparteien es beschließen, kann die Altersteilzeit über die Dauer von sechs auf maximal zehn Jahre verlängert werden (vgl. Engstler (2004), S.26). Es kann zwischen einer echten Teilzeitvereinbahrung und einem Blockmodell gewählt werden, bei dem in der ersten Hälfte der Versicherte noch Vollzeit arbeitet, um im zweiten Teil gar nicht mehr im Betrieb zu erscheinen.[17] Im Gegensatz zu anderen Formen des Übergangs in die Rente müssen für die Altersteilzeit sowohl Arbeitnehmer als auch -geber zustimmen. Nach dem die Altersteilzeit bis zum Jahr 2001 in über 400 Tarifverträgen vereinbart worden war und damit rd. 13 Mio. Beschäftigte abgedeckt waren (vgl. BMFSFJ (2001), S. 32), galten im Juni 2004 schon 872 Tarifverträge mit Regelungen der Altersteilzeit (vgl. BMWA (2004), S. 55-93).

Im Anschluss an die Altersteilzeit bestand zu Beginn der Beobachtungszeit die Möglichkeit, im Alter von 60 Jahren ohne Abschläge in Rente gehen, wenn die Altersteilzeit mindestens zwei Jahre angedauert hat, innerhalb der letzten zehn Jahre vor Rentenbeginn mindestens acht

---

geld“ (§ 249c AFG, vgl. Hoffmann (1996)) in Höhe von 65% des letzten durchschnittlichen Nettolohnes zu beziehen bis zum Eintritt in die Altersrente (vgl. Kirner und Meinhardt (1997) und Autorengemeinschaft (1991)). Hintergrund für die Einführung des Gesetzes 1996 war der starke Zuwachs an Frühverrentungen zu Beginn der 90er Jahre. Dies verdeutlicht z.B. die Entwicklung der Renten wegen Arbeitslosigkeit, die zwischen 1992 und 1995 von 7,3% auf 24% der Neurenten anstiegen. Arbeitsmarktpolitisches Ziel der Einführung war zum einen, Ältere vor der Arbeitslosigkeit zu bewahren und gleichzeitig Jüngeren den Zugang in den Arbeitsmarkt zu erleichtern.

15 In Kleinunternehmen mit nicht mehr als 50 Arbeitnehmern wird die Altersteilzeit auch dann gefördert, wenn aus Anlass der Altersteilzeit ein Auszubildender eingestellt wird (vgl. BMWA (2004), S. 8).

16 Bis zu einer Änderung im Juli 2000 durch das „Zweite Gesetz zur Fortentwicklung der Altersteilzeit“ betrug die Förderungshöchstdauer lediglich fünf Jahre.

17 Diese zweite Variante wird von der Mehrzahl der Betriebe angewandt. So wurden in den Monaten Januar bis September 2001 knapp 87% der Neuzugänge in die ATG als Blockmodell beantragt (vgl. Achternhagen (2001), S. 125).

Beitragsjahre lagen und eine Wartezeit von 15 Jahren erreicht wurde. Für die Jahrgänge ab 1937 wurden ab dem Jahr 1997 ebenso wie bei der Altersrente wegen Arbeitslosigkeit Anpassungen auf ein Renteneintrittsalter von 65 eingeführt, die zu Abschlägen in der Rentenhöhe je nach Geburtsmonat führen.

Die Rente nach Altersteilzeit tritt erst im Jahr 2000 nennenswert in Erscheinung, da das Instrument der vorangegangen Teilzeitarbeit erst vier Jahre zuvor eingeführt wurde. Ihr Anteil steigt bei 2002 in allen Altersklassen an. Ein Grund könnte darin liegen, dass Arbeitgeber die abschlagbedingten Rentensenkungen finanziell ausgleichen (vgl. Stück (2003) ff.), da für die jeweils jüngeren Kohorten bereits Abschlagsregelungen gelten.

*Vorgezogene Altersrente für Frauen:* Einen besonderen Zugangsweg sieht das Rentenrecht für Frauen vor: Die vorgezogene Altersrente für Frauen nimmt dabei Rücksicht auf frauentypische Erwerbsbiographien, deren Beitragszahlungen von Erziehungspause unterbrochen sind. Für langjährig versicherte Beitragszahlerinnen bestand schon seit 1957 die Möglichkeit zum Eintritt in die Altersrente, sofern sie eine Beitragszeit von mindestens 15 Jahren vorweisen konnten. Davon mussten mindestens zehn nach dem vierzigsten Lebensjahr erbracht sein. Auch diese vorgezogene Altersrente steht vor dem Aus. Vom Jahr 2000 an wurde hier die Altersgrenze ebenfalls schrittweise auf 65 Jahre angehoben.

Der Anteil der 60-Jährigen an der Gesamtbevölkerung, die eine vorgezogene Altersrente für Frauen beantragten, ist zwischen 1996 und 2003 stark zurückgegangen. Bis 1999 lässt sich noch ein Anstieg verzeichnen, den Büttner (2005, S. 8) auf eine Ausweichreaktion auf den bereits 1997 einsetzenden Abschlag auf Renten wegen Arbeitslosigkeit zurückführt. Nach 1999 sinkt der Anteil von knapp 20% auf 11,5% im Jahr 2003. Vieles spricht bei dieser Rentenzugangsart für eine Verzögerung des Eintritts, da gleichzeitig mit dem Rückgang des Anteiles unter den 60-Jährigen derjenige für die jeweils älteren Kohorten in den Jahren 1999 bis 2003 zum Teil stark ansteigt.

#### 2.2.3.2 Berufs- und Erwerbsunfähigkeit

Eine weitere Form des frühzeitigen Austritts aus dem Erwerbsleben stellt der Wechsel in die Erwerbs- und Berufsunfähigkeitsrente (EU bzw. BU-Rente) dar. Seit dem 1.1.2001 ist diese Rentenart von einer teilweisen oder vollständigen Erwerbsminderungsrente abgelöst.

Die Regelung bis zu diesem Zeitpunkt sah vor, dass Anspruch auf eine Erwerbs- oder Berufsunfähigkeitsrente hat, wer erwerbs- bzw. berufsunfähig ist, in den letzten fünf Jahren vor Eintritt der Berufsunfähigkeit drei Jahre Pflichtbeitragszeiten geleistet hat und die allgemeine Wartezeit von fünf Jahren erfüllt hat.

Erwerbsunfähig war demnach, wer aus gesundheitlichen Gründen eine regelmäßige Erwerbstätigkeit nicht mehr ausüben konnte oder nur ein geringfügiges Einkommen erzielen konnte.

Berufsunfähig war, wer aus gesundheitlichen Gründen in seinem oder einem anderen zumutbaren Beruf weniger als die Hälfte leisten kann, wie vergleichbare gesunde Berufstätige. Auf das Lebensalter kam es in beiden Rentenfällen nicht an. Für BU-Rentenbezieher mit einem Rentenbeginn vor dem 1.1.1996 galt für die Zeiten bis 31.12.2000 keine Hinzuverdienstbeschränkung. Vom 1.1.2001 an müssen alle Beziehern einer Rente wegen Erwerbsminderungsrente Hinzuverdienstgrenzen zu beachten.

Bei der Gesetzesänderung zum Jahr 2001 wurde ein einheitliches abgestuftes System der Erwerbsminderungsrente eingeführt, das volle Erwerbsminderung für Versicherte vorsieht, sobald diese weniger als drei Stunden Arbeit täglich können. Eine teilweise Erwerbsminderung liegt vor, wenn die Person drei bis unter sechs Stunden täglicher Arbeit verrichten kann.

Zentrales Element der Neuregelung war allerdings die Abschaffung der Berufsunfähigkeitsrente. Mit dem Wegfall des Berufsschutzes und den Verweis an den Arbeitsmarkt wurden subjektive Zumutbarkeit und eine der Ausbildung angemessene Beschäftigung als Kriterien für die Aufnahme in die Rente ausgeschlossen. Stattdessen ist das Leistungsvermögen des Versicherten auf dem allgemeinen Arbeitsmarkt maßgeblich für einen Rentenanspruch.

Die Zugangsregeln setzen starke und –wie oben zitiert – ausgiebig untersuchte ökonomische Anreize, die sich zudem im Zeitverlauf geändert haben. Daraus ergibt sich für die Anaylse die dringende Notwendigkeit, diese Anreize mit zu kontrollieren.

## *2.3 Nachfrageseitige Bestimmungsgründe*

Die Entscheidung, von der Erwerbstätigkeit in den Ruhestand zu wechseln, ist eine Wahl, die – sei es direkt, sei es indirekt – auch von der Nachfrageseite des Arbeitsmarktes, aber auch von den betrieblichen Bedingungen abhängt. Sie ist daher nicht einzig abhängig von Präferenzen des Betroffenen, seinen Lebensumständen und den institutionellen Restriktionen des Rentensystems. Dass ältere Beschäftigte nämlich frühzeitig aus dem Erwerbsleben ausscheiden, mag auch an geänderten Anforderungen seitens des Betriebes an die Fähigkeiten der Mitarbeiter und damit seinen Erwerbsaussichten abhängen. Anders als in den meisten bisherigen Untersuchungen steht hier die Frage im Mittelpunkt des Interesses, ob und wie betriebliche Maßnahmen den Eintritt in die Rente zu beeinflussen vermögen. Im Folgenden sollen daher Ansätze beschrieben werden, mit denen sich die Weiterbeschäftigung von Älteren erklären lässt.

### 2.3.1 Heterogene Arbeit

Im Kontext der Erforschung heterogener Arbeit, die sich zunächst stark mit qualifikatorischer Heterogenität des Faktors Arbeit beschäftigte, ist seit einigen Jahren die Nachfrage nach unterschiedlichen Altersgruppen näher untersucht worden. Anlass für eine solche Differenzierung ist die Tatsache, dass Junge und Alte sich in vielerlei Hinsicht unterscheiden, die den

Einsatz dieser Gruppen im Produktionsprozess unterschiedlich attraktiv machen und daher eine Betrachtung dieser Dimension der Heterogenität angemessen erscheinen lassen. Diese Unterschiede sind sowohl auf Kohorten- als auch auf reine Alterseffekte zurückzuführen.

So lassen sich Kohorteneffekte ausmachen, die mit der Geburtskohorte variieren. Dazu zählen unterschiedliche, für Geburtsjahrgänge typische Qualifikationsniveaus und Lerninhalte. Alterseffekte sind unabhängig von der Kohorte allein der Tatsache geschuldet, dass sich eine Person in ein bestimmtes Lebensalter erreicht hat. Beispiele hierfür sind ein im Alter zunehmender Schatz an Erfahrungswissen, ein höheres gesundheitliches Risiko und ein Nachlassen der kognitiven und körperlichen Fähigkeiten, das in etlichen Studien nachgewiesen wurde.[18]

Der Befund ist allgemeingültig: Personen mit hohen kognitiven Fähigkeiten erlitten ebenso einen Abfall wie solche, die ohnehin schon geringer damit ausgestattet waren (vgl. Deary *et al.* (2000)[19]. Auch ließen sich weder zwischen Männern und Frauen Unterscheide in dieser Entwicklung feststellen (vgl. Maitland *et al.* (2000)) noch Unterschiede zwischen verschiedenen Kulturkreisen (vgl. Park *et al.* (1999)). Allerdings konnten Unterschiede zwischen einzelnen kognitiven Fähigkeiten ermittelt werden, die im Alter nachlassen, während andere von der Alterung unbeeinflusst bleiben. Als erstere gelten so genannte fluide kognitive Fähigkeiten wie Kombinationsfähigkeit, Genauigkeit und Orientierung in neuen Situationen. Zu den altersunabhängigen, den so genannten kristallinen, zählen Allgemeinwissen, Wortschatz und Sprachverständnis (vgl. Horn und Cattell (1966) und (1967)). Diese Heterogenität spiegelt sich auch in den Einstellungen der Betriebe gegenüber Älteren wider, die 2002 im IAB-Betriebspanel erfragt wurden. Eine Auswertung von Strotmann und Hess (2003) für Baden-Württemberg ergibt, dass viele Betriebe zum einen die Einstellung von Älteren entweder gänzlich ablehnen und zum anderen deutliche Unterschiede für einzelne Merkmale der Leistungsfähigkeit von verschiedener Altersgruppen wahrnehmen, die sich mit den oben genannten Erkenntnissen decken.

Diese Erkenntnisse über den strukturellen Zusammenhang zwischen Alter und im Arbeitsprozess notwendigen Fähigkeiten rechtfertigen die Annahme, dass eine gesonderte Betrachtung der Nachfrage nach der Arbeitskraft Älterer angemessen und sinnvoll ist.

Die Debatte um altersspezifisches Nachfrageverhalten der Betriebe knüpft methodisch und inhaltlich an diese Untersuchungen. Dabei wird betriebliche Nachfrage nach Älteren model-

---

[18] Einen Überblick über verschiedene Studien zu den Themen bieten Skirbekk (2003) und Börsch-Supan *et al.* (2005).

19 Zu diesem Ergebnis kommen auch Oster und Hamermesh (1998), die nachweisen, dass ältere Wirtschaftswissenschaftler weniger Journalartikel publizieren als jüngere. Ein Trend, der für führende Wissenschaftler ebenso gilt wie für andere.

liert, indem man heterogene Arten der Arbeit als separate Inputfaktoren im Produktionsprozess interpretiert. Analog zur Analyse der Nachfrage nach Beschäftigten unterschiedlicher Qualifikation können dann Systeme der betrieblichen Nachfrage mikroökonomisch modelliert werden und Substitutions- und Komplementaritätsbeziehungen zwischen den Einsatzfaktoren geschätzt werden.

Eine erste Abhandlung zu dem Thema für die USA findet sich in Card und Lemieux (2001). Für Deutschland präsentieren Fitzenberger *et al.* (2003) erste Ergebnisse. Ausgehend von einer zweistufigen CES-Produktionsfunktion schätzen sie Substitutionselastizitäten der zwischen den Alters- und Qualifikationsgruppen auf Basis der Beschäftigtenstichprobe IABS. Beide Studien kommen zu dem Ergebnis, dass zwischen eine endliche Substitutionselastizität zwischen den Altersgruppen bestehen. Die Altersgruppen stellen danach keine perfekten Substitute dar. Dabei können die Autoren Unterschiede der Substituierbarkeit je nach Qualifikation feststellen. Für die gering und hoch Qualifizierte ist diese relativ hoch, während sich Beschäftigte mit mittleren Ausbildungsniveaus aber unterschiedlichen Alters weniger leicht gegeneinander austauschen lassen.

Ein weiterer Forschungsstrang, der die Nachfrage nach Älteren mit erfasst, ist die Untersuchung von Churning-Prozessen, die den Austausch von Beschäftigten und daher auch die Verdrängung Älterer durch Jüngere innerhalb eines Betriebes beschreiben. Sie wurden für Deutschland inzwischen intensiv durchleuchtet.[20] So kommen bspw. Allart *et al.* (2005) nach einer Tobit-Schätzung der Churnuingrate anhand von Daten des IAB-Betriebspanels zu dem Schluss, dass der Anteil Jüngerer im Betrieb die Rate signifikant erhöht.

Für den empirischen Teil dieser Studie lässt sich daraus der Schluss ziehen, dass die Alterstruktur des Betriebes eine mögliche Erklärung der Nachfrage nach Älteren darstellt und daher kontrolliert werden muss.

### 2.3.2 Anpassungskosten

Viele Unternehmen nutzen natürliche Fluktuation wie sie auch die (Früh-) Verrentungsentscheidung darstellt, um Anpassungen des Personalbestands kostengünstig vorzunehmen (vgl. Gatter (2004)). Es ist deshalb davon auszugehen, dass je nach Anpassungskostenprofil des Betriebes vorzeitiger Rentenantritt als personalpolitisches Instrument genutzt wird. Ein geringer Anteil an befristet Beschäftigten, an Beschäftigten in der Probezeit und aus Leiharbeit sprächen nach dieser Hypothese für eine höhere Wahrscheinlichkeit einer Frühverrentung. Als Alternative zur Frühverrentung bietet sich allerdings auch die Altersteilzeit an, der die Arbeitgeberseite mit einer Betriebsvereinbarung zustimmen muss. Entschließen sich die Entschei-

[20] Vgl. auch Bender *et al.* (2000).

dungsträger eines Betriebes, seinen Beschäftigten ein Altersteilzeitmodell anzubieten, sinkt c.p. die Wahrscheinlichkeit, dass ein Beschäftigter frühzeitig die Rente antritt, da sich eine attraktive Alternative zur Frührente anbietet.

Es bietet sich daher an, in die folgende Verweildaueranalyse Merkmale mit aufzunehmen, die die Möglichkeiten des Betriebes abbilden, kostengünstig Anpassungen an eine verringerte Arbeitnachfrage vorzunehmen.

### 2.3.3 Jobcharakteristika

Neben den Charakteristika des Betriebes müssen auch solche Einflüsse mit berücksichtigt werden, die einen engen Bezug zu den betrieblichen Determinanten des intertemporalen Arbeitsangebots haben, von diesen aber zu trennen sind: berufliche Einflussgrößen, die eher den Arbeitsplatz als solchen kennzeichnen als den Betrieb, in dem die Arbeit verrichtet wird.

Bartel (1982) konnte in ihrer Studie zum Austrittsverhalten aus dem Arbeitsmarkt keine beruflichen Bestimmungsgründe für den Zeitpunkt der Verrentung ausmachen: anhand von Daten des National Longitudinal Survey of Older Men kommt sie zu dem Schluss, dass weder sich wiederholende Aufgaben, noch körperlich anspruchsvolle Tätigkeiten oder „schlechte Arbeitsbedingungen“ entscheidenden Einfluss auf die Austrittswahrscheinlichkeit ausüben. Ebenso wenig konnte Quinn (1977) Jobcharakteristika als wichtige Bestimmungsgründe für die untersuchte Fragestellung ausmachen. Weder geringe Eigenständigkeit, noch Stress und schlechte Arbeitsbedingungen konnten die Wahrscheinlichkeit signifikant beeinflussen.

Zwar gelingt es in neueren Arbeiten, Personen mit nachteiligen Arbeitsplatzeinflüssen eine höhere Neigung zu früherem Renteneintritt nachzuweisen, doch die Höhe des Einflusses ist weiterhin umstritten. So kommt die Studie von Gustman und Steinmeier (1986), die sich auf Daten der RHS bezieht, zu dem Schluss, dass physisch anstrengende Arbeit einen früheren Einstieg in den Ruhestand begünstigt. Allerdings stehen dem Schluss methodische Probleme entgegen, den singulären Effekt dieser Arbeitsplatzcharakteristika von einem indirekten Effekt zu trennen: schwere körperliche Arbeit kann die Gesundheit des Beschäftigten nachteilig beeinflussen und so einen frühzeitigen Renteneintritt notwendig machen (vgl. Lumsdaine und Mitchell (1999), S. 3293).

### 2.3.4 Institutionelle Einflüsse

Die bisher vorstellten Modelle gingen von der Annahme aus, dass Unternehmen in ihrer Entscheidung zur (Weiter-) Beschäftigung von Älteren frei von gesetzlichen und anderen institutionellen Zwängen sind. Allerdings begrenzen etliche Regelungen den Handlungsspielraum die unternehmerischen Entscheidungsträger: zu nennen sind betriebliche Mitbestimmung, Senioritätsentlohnung, sowie Kündigungsschutz und (haus-)tarifliche Kündigungsverbote. Zudem können staatliche Beihilfen, die die Neueinstellung bzw. Weiterbeschäftigung Älterer

fördern, Unternehmen in ihrer Personalpolitik beeinflussen. Im Folgenden sollen die wichtigsten dieser institutionellen Mechanismen vorgestellt werden.

#### 2.3.4.1 Mitbestimmung

Die betriebliche Mitbestimmung ist in Deutschland im Betriebsverfassungsgesetz (BetrVG) niedergelegt. Danach kann ein Betriebsrat in Betrieben mit mindestens fünf ständigen, wahlberechtigten Arbeitnehmern gegründet werden, von denen drei wählbar sind. Das BetrVG regelt auch die Rechte des Betriebsrats, dem darin ein Informations- und Mitwirkungsrecht im Falle von personellen Maßnahmen wie Kündigungen zusteht. In dieser Rolle kann die Interessenvertretung Einfluss auf die Alterszusammensetzung und die Beschäftigungsaussichten von Älteren nehmen. Einige Studien lassen in der Existenz einer Arbeitnehmervertretung positive Aspekte für die Situation Älterer im Betrieb erkennen: So befinden Frick und Sadowski (1995), dass die Existenz eines Betriebsrates die Mitarbeiterfluktuation verringert. Addison *et al.* (2001) bestätigen diese Befunde. Nach ihren Ergebnissen wirkt sich eine Interessenvertretung zudem auch dämpfend auf die Zahl der Abgänge im Betrieb aus. Nach den Ergebnissen von Beckmann (2002) geht von Organen der Mitbestimmung ein positiver Einfluss auf den Anteil der Über-50-Jährigen aus. Wübbeke (1999) vermutet dagegen, dass der Einfluss des Betriebsrates sich darin äußert, dass statt Kündigungen vorzunehmen, Betriebe eher Ältere in den vorgezogenen Ruhestand drängen, da dieser als sozial verträglicher angesehen wird.

#### 2.3.4.2 Senioritätsentlohnung

Eine häufig genannte Erklärung für die geringe Erwerbsquote Älterer ist die gängige und teilweise institutionalisierte Praxis der Senioritätsentlohnung. Sie stellt eine weitere, auch dem institutionellen Umfeld des Arbeitsmarktes zuzurechnende Einschränkung unternehmerischen Handelns dar.

Der Zusammenhang zwischen Entlohnung und Alter ist ebenso oft dargestellt wie gut erforscht. Dabei steigt die Entlohnung kontinuierlich bis in das sechste Lebensjahrzehnt, um danach bis zum Eintritt in die Rente leicht abzunehmen. Als Erklärungsansätze für Senioritätsentlohnung lassen sich zum einen institutionelle Gründe anführen, zum anderen lässt sich die Beobachtung auch aus einem freiwilligen betrieblichen Verhalten heraus erklären.

Vergütungsregeln des öffentlichen Dienstes z.B. sehen eine mit dem Alter steigende Entlohnung vor. Aber auch andere Wirtschaftszweige kennen eine formalisierte Form der Senioritätsentlohnung, die oft in Tarifverträgen und Betriebsvereinbarungen festgeschrieben sind. So ist es für gewerblich Beschäftigte oft erst mit einer gewissen Berufserfahrung möglich, in höhere Lohngruppen vorzustoßen. Eine automatische Höhergruppierung ist nur in einer Handvoll Branchentarifverträgen verankert. Eine direkte Koppelung von Lebensalter und Gehaltsgruppe ist lediglich bei jüngeren Angestellten festzustellen (vgl. Bispinck (2002), S. 6ff.). Darüber hinaus enthält eine Vielzahl von Tarifverträgen Regelungen zur Verdienstsicherung und zu

Abfindungen, die an ein Mindestalter und/oder an eine Mindestbetriebszugehörigkeitsdauer gekoppelt ist. Darin wird das aktuelle Verdienstniveau für Fälle abgesichert, die nicht im Einflussbereich des Beschäftigten stehen. So müssen die durch den Vertrag geschützten Arbeiter und Angestellten als Folge altersbedingter Leistungsminderung oder von Rationalisierungen keine Abgruppierungen oder Lohneinbußen fürchten (vgl. Bispinck (2002) S. 8f.).

Allerdings lässt sich Senioritätsentlohnung auch aus einem unternehmerischen rationalen Kalkül heraus erklären, ohne dass auf den Einfluss von außen vorgegebener Restriktionen zurückgegriffen werden müsste. Schon lange Zeit beschäftigt Ökonomen die Frage, wie es zu Disparitäten zwischen Lohn- und Produktivitätsentwicklung über den Erwerbsverlauf hinweg kommt.[21] Die Beobachtung, dass Entlohnung in jungen Jahren unter, später über der Produktivität liegt, bildet die Grundlage für die These von Lazear (1979). Er erklärt den Befund mit sich daraus ergebenden Anreizen und sieht die Lohnentwicklung als eine Form nachträglicher Vergütung, die das Entlassungsrisiko finanziell bedeutsam macht und so zur Disziplinierung der Angestellten beiträgt.[22]

Loewenstein und Sicherman (1991) gehen einem weiteren Alternativerklärung nach, die sich aus den Präferenzen der Beschäftigten ergibt: danach ziehen sie einen ansteigenden Zahlungsstrom einem konstanten vor, auch wenn dieser dem Barwert nach geringer ist. Sie führen diese Ergebnisse einer eigenen Erhebung auf antizipierte mangelnde Selbstkontrolle und Verlustaversion der Probanden zurück.

#### 2.3.4.3 Altersdiskriminierung im Kündigungsschutz

Im Falle von anstehenden Entlassungen erfahren ältere Arbeitnehmer ebenfalls eine Sonderbehandlung. Sowohl arbeitsrechtliche wie tarifvertragliche Bestimmungen stellen die Gruppe unter einen besonderen Schutz.

---

[21] Diese ist eng verknüpft mit der Diskussion darüber, ob die individuelle Lohnentwicklung sich allein durch den Zuwachs an Erfahrungswissen, durch Lerneffekte und Weiterbildung zu erklären sei, wie von Vertretern der Humankapitaltheorie vorgetragen wird (vgl. Becker (1964), Mincer (1974) und Mortensen (1978)). Neuere Forschungen zu dem Thema lassen allerdings erkennen, dass allein durch vermutete Produktivitätssteigerungen nicht zu rechtfertigen sind. Die vorgestellten Theorien ergaben sich aus dieser Vermutung.

[22] Dies bedarf langfristiger Arbeitsverträge und einem von vornherein festgelegten Renteneintrittsalter und beantwortet die im Titel gestellte Frage „why is there mandatory retirement ?“. Die These wurde verschiedentlich empirischen Tests unterzogen (vgl. Hutchens (1986), Hutchens (1987), Leigh (1984) und Heywood, Ho und Wei (1999)). So stellt Hutchens (1987) fest, dass Beschäftigte mit leicht zu kontrollierenden Tätigkeiten in geringerem Maße von starren Verrentungsregeln betroffen sind, wesentlich weniger Lohn erhalten und eine geringere Dauer ihrer Arbeitsverträge aufwiesen.: Heywood, Ho und Wei (1999) führen die Beobachtung geringerer Einstellungschancen von Älteren mittels einer empirischen Untersuchung auf mangelnde Möglichkeiten zurück, Leistungsanreize durch die Aussicht auf einen späteren Lohnanstieg zu setzen.

Der Ablauf einer Entlassung ist in Deutschland hochgradig reguliert. Neben einer allgemeinen Gesetzgebung, die im Bürgerlichen Gesetzbuch (BGB) festgehalten ist und die technische Einzelheiten des Vorganges regelt, gilt ein spezielles Kündigungsschutzgesetz (KSchG). Diese Regelung sieht vor, dass das kündigende Unternehmen Gründe für eine Entlassung geltend machen muss. Dabei sind betriebsbedingte, personenbedingte oder verhaltensbedingte Gründe anzuführen. Die übergroße Mehrzahl der in Deutschland ausgesprochenen Kündigungen wird mit betriebsbedingten Gründen gerechtfertigt. In diesen Fällen ist die Arbeitgeberin in der Auswahl der zu kündigenden Mitarbeiter nicht frei, sondern muss eine so genannte Sozialauswahl treffen.

Nachfragewirksam können diese Regelungen werden, da sie die erwarteten Anpassungskosten eines Unternehmens erhöhen. Sie machen die zukünftig anfallenden Kosten auch nahezu unberechenbar für den Arbeitgeber. Jahn und Schnabel (2003) ermitteln für 2001, dass rund 27 % aller Kündigungen, die vom Arbeitgeber ausgehen, vor Gericht verhandelt werden. Gleichzeitig fallen rund 75 bis 80 % der Entscheidungen zugunsten des Angestellten aus. In diesem Fall kann eine Kombination aus fortgesetzter Lohnzahlung bis zur gerichtlichen Entscheidung und einer Abfindungszahlung, sich leicht zu einem Jahreslohn aufsummieren. Zudem ist anzunehmen, dass viele Fälle gar nicht vor Gericht landen, sondern gegen Zahlung einer Abfindung eine Auflösung des Vertrages vorgenommen wird.

Allerdings gilt das KSchG nicht für alle Unternehmen: Kleinbetriebe, die weniger als zehn Arbeitnehmer beschäftigen, sind von dem Gesetz ausgenommen. Der Gesetzgeber hat diesen Geltungsbereich in den vergangenen Jahren mehrmals geändert. Im Oktober 1996 beschloss setzte die Regierung den Schwellenwert von damals fünf auf zehn Mitarbeiter herauf. Die Nachfolgerregierung nahm diese Änderungen zum 1. Januar 1999 wieder zurück, um den Grenzwert zum 1. Januar 2004 zehn Mitarbeiter anzuheben.

Sowohl in der im BGB verankerten Regelung zur Kündigung als auch im KSchG selbst werden Ältere besonders behandelt. Zwar enthält das BGB keinen expliziten Verweis auf das Alter der Beschäftigten, macht aber Kündigungsfristen abhängig von der Dauer der Betriebszugehörigkeit ab dem 25. Lebensjahr. Diese steigen von einem Monat für mindestens zwei Jahre Beschäftigte auf bis zu sieben Monaten für Personen, die dem Betrieb mindestens 20 Jahre angehörten. Implizit sind damit ältere Beschäftigte – und nur solche können lange Erwerbsbiografien im Betrieb aufweisen – schon von der BGB-Regelung begünstigt.

Das KSchG dagegen nimmt direkten Bezug auf das Alter der Beschäftigten. Im Falle betriebbedingter Kündigung muss der Arbeitgeber im Rahmen der Sozialauswahl von der Entlassung langjährig Beschäftigter Älterer und anderer Gruppen zunächst absehen. Auch muss der Arbeitgeber dem Arbeitnehmer auf Verlangen die Gründe angeben, die zur Auswahl der Entlassenen geführt haben. Der Arbeitnehmer hat dann die Tatsachen zu beweisen, die die Kündigung als sozial ungerechtfertigt erscheinen lassen und diese damit rechtsunwirksam machen.

Die Sozialauswahl ist in der jüngsten Novellierung des Gesetzes mit Wirkung zum 1. 1. 2004 gelockert worden. Danach kann der Arbeitgeber bei der betriebsbedingten Kündigung von der Regel der sozialen Auswahl abweichen und Arbeitnehmer nicht einzubeziehen, „deren Weiterbeschäftigung, insbesondere wegen ihrer Kenntnisse, Fähigkeiten und Leistungen oder zur Sicherung einer ausgewogenen Personalstruktur des Betriebes, im berechtigten betrieblichen Interesse liegt."

Ein weiterer, zwar nicht gesetzlich festgelegter, aber möglicherweise bedeutsamer Schutzmechanismus für Ältere ist ein in vielen Tarifverträgen und Betriebsvereinbarungen beschlossenes Kündigungsverbot für Beschäftigte, die eine gewisse Altersgrenze überschritten haben. Je nach Branche und Region sind in einer Vielzahl von Vereinbahrungen Altersgrenzen von 50, 53 oder 55 Jahren – meist gekoppelt an eine Mindestdauer der Betriebszugehörigkeit – festgelegt, von denen an keine ordentlichen Kündigungen mehr ausgesprochen werden dürfen. Zudem sehen Tarifverträge oft hohe Abfindungszahlungen an Ältere vor, die bis zu 18 Monatsentgelten entsprechen und an ein Mindestalter von i.d.R. 55 bis 60 Jahren gebunden sind. [23]

Gleichzeitig kann Kündigungsschutz jedoch Anreize dafür bieten, durch betriebliche Weiterbildung firmenspezifisches Humankapital zu entwickeln (vgl. Estevez-Abe *et al.* (2001)), und so den Druck zum frühzeitigen Ausscheiden aus dem Betrieb verringern.

Empirische Studien zum Einfluss von Kündigungsschutz auf die Beschäftigungssituation von Älteren sind rar. Burgert (2006) untersucht die These vom Schwellenwert des KSchG als Einstellungshemmnis für Ältere anhand der Daten des IAB-Betriebspanels und findet keinen Hinweis für die formulierte Annahme.

#### 2.3.4.4 Altersdiskriminierende Regelungen der Sozialgesetzgebung

Mit dem Auslaufen der vorgezogenen Renteneintrittsmöglichkeiten ergriff die Bundesregierung Maßnahmen, um die Altersarbeitslosigkeit zu bekämpfen. Beschäftigungs- und Wiedereingliederungschancen Älterer sollten erhöht und bestehende Beschäftigung gesichert werden. Insbesondere das Job-Aqtiv-Gesetz im Jahr 2002 und die Gesetze zur „Modernisierung des Arbeitsmarktes" im Jahr 2003 brachten auch einige Neuerungen, die gerade in den Arbeitsmarkt für Ältere eingreifen sollten. Sie sollen hier erläutert werden.

*Beitragsbefreiung:* Im Rahmen der ersten Hartz-Gesetze wurde der § 421k SGB III neu eingeführt. Er sieht die unbefristete Beitragsbefreiung von der Arbeitslosenversicherung für neu eingestellte, zuvor arbeitslose Personen über 55 Jahren vor. Die Befreiung bezieht sich nur auf den Arbeitgeberanteil und machte bei Einführung der Maßnahme 3,25% des Bruttolohnes aus. Die Regelung war zunächst auf Neueinstellungen bis zum 31.12. 2005 befristet, wurde aber

[23] Einen Eindruck von der Vielfalt der Regelungen erhält man bei Bispinck (2002) S. 19ff.

inzwischen verlängert. Allerdings hält sich die Inanspruchnahme der Maßnahme in Grenzen. Für das Jahr 2003 wurden in knapp 7500 Fällen Arbeitgeber von ihren Beiträgen zur Arbeitslosenversicherung befreit. Eine Evaluation dieser Maßnahme erbrachte keine signifikante Steigerung der Wiedereinstellungschancen von Älteren (vgl. ZEW (2005), S. 302 ff.).

*Entgeltsicherung*: Ebenfalls im Gesetzespaket zur „Modernisierung des Arbeitsmarktes" enthalten war eine zum 1.1. 2003 neu eingeführte Entgeltsicherung für Ältere (§ 421k SGB III). Danach können 50-Jährige und Ältere, die aus der Arbeitslosigkeit oder aus drohender Arbeitslosigkeit eine geringer entlohnte Stelle annehmen und Anspruch auf Arbeitslosengeld von mind. 180 Tagen hätten, vom Arbeitsamt einen Zuschuss erhalten. Dieser beträgt 50% der Differenz zwischen dem letzten und dem neuen pauschalierten Nettoentgelt. Zudem erhalten die Bezieher eine Aufstockung ihrer Einzahlungen in die gesetzliche Rentenversicherung auf 90% des Betrages ihres letzten Entgelts. Die Förderungsdauer ergibt sich aus der verbleibenden Anspruchszeit auf Arbeitslosengeld I. Die Antragstellung war zunächst bis Ende 2005 begrenzt, inzwischen wurde diese Frist auf den 31.12.2008 ausgedehnt.

Eine empirische Überprüfung des Förderinstruments im Rahmen der Evaluation der Hartz-Gesetze ergab, dass nur für rund 1% der neu aufgenommen Beschäftigungsverhältnisse von Personen zwischen 50 und 64 Jahren im Jahr 2003 eine solche Entgeltsicherung beantragt wurde. (vgl. Brussig *et al.* (2006), S. 5). Darüber hinaus ging nur ein geringer Anteil der Geförderten direkt aus einer Beschäftigung in die Maßnahme über (vgl. ZEW, IAT und IAB (2005) S. 295). Auch angesichts der wenigen Förderfälle konnten keine signifikanten Beschäftigungseffekte für diese Form der aktiven Arbeitsmarktpolitik ermittelt werden (vgl. ZEW, IAT, IAB (2005) S. 294ff.).

*Eingliederungszuschuss:* Eingliederungszuschüsse an den Arbeitgeber bei der Neueinstellung von Älteren gab es schon seit 1998. Allerdings war die Förderung zunächst beschränkt auf Langzeitarbeitslose ab einem Alter von 55 Jahren. Zum 1.8.1999 wurde die Anforderung an das Kriterium der Langzeitarbeitslosigkeit gelockert und die Altersgrenze auf 50 Jahre gesenkt. Im Rahmen des Jobaqtiv-Gesetzes zu Beginn des Jahres 2002 wurde der Kreis der Geförderten auf alle Arbeitnehmer über 50 Jahre ausgeweitet.[24]

Nach § 217 SGB III können Arbeitgeber „zur Eingliederung von Arbeitnehmern mit Vermittlungshemmnissen Zuschüsse zu den Arbeitsentgelten erhalten, wenn deren Vermittlung wegen in ihrer Person liegender Umstände erschwert ist." Dabei richten sich Förderhöhe und -dauer nach dem Umfang einer Minderleistung des Arbeitnehmers und nach den jeweiligen Eingliederungserfordernissen.

---

[24] Einen Überblick über die rechtlichen Änderungen für den Bezug von Eingliederungszuschüsse bieten ZEW *et al.* (2005) S. 440ff.

Die Regelförderung für ältere Arbeitnehmer enthielt zunächst einen maximalen Lohnkostenzuschuss von 50% für bis zu 24 Monate, mit Begründung betrug der Zuschuss bis zu70% für maximal 60 Monate. Die Förderung war jedoch zurückzuzahlen, wenn das Beschäftigungsverhältnis während der Förderung oder kurz danach beendet wurde. Diese Rückzahlungspflicht wurde zum 1.8.1999 aufgehoben. Das Hartz-III-Gesetz ordnete die Eingliederungszuschüsse zum 1.1.2004 neu. Im Rahmen dieser Neuordnung wurde der Zuschuss auf maximal 50 % und die Höchstförderungsdauer bei der Einstellung Älterer auf 36 Monate gekürzt, wobei der Fördersatz nach 12 Monaten gesenkt wird.

Die Evaluation der Förderung hat ergeben, dass Eingliederungszuschüsse einen positiven Effekt auf die Beschäftigung in der Gruppe der betrachteten Förderberechtigten ausüben. So kommen rund 2 Prozent der Berechtigten innerhalb der ersten sechs Monate zu einem neuen Beschäftigungsverhältnis. Allerdings variiert die Wirkung der Förderung: positive Effekte lassen sich für Ostdeutschland und Frauen nachweisen (vgl. ZEW *et al.* (2005) S. 274 ff.).

*Qualifizierungsmaßnahmen:* Seit Januar 2002 können Arbeitnehmern ab 50 Jahren die Kosten für die Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen nach § 417 SGB III erstattet werden, wenn sie in einem Betrieb mit bis zu 100 Beschäftigten angestellt sind, die Maßnahmen außerhalb des eigenen Betriebes stattfinden und „über ausschließlich arbeitsplatzbezogene kurzfristige Anpassungsfortbildungen hinausgehen“. Zugleich kann der Arbeitgeber während der Weiterbildung eines von Arbeitslosigkeit bedrohten Arbeitnehmers einen Zuschuss zum Arbeitsentgelt als Ausgleich für Zeiten ohne Arbeitsleistung erhalten. Allerdings wurde diese Art der Förderung bisher kaum in Anspruch genommen (vgl. Eichhorst und Sproß (2005) S. 4).

*Befristung*: Eine weitere Maßnahme, die Chancen Älterer auf die Wiedereinstellung zu erhöhen, stellt § 14 Abs. 3 des Teilzeit- und Befristungsgesetzes dar. Seit Anfang 2003 und zunächst bis Ende 2006 können Arbeitnehmer statt ab 58 Jahren bereits ab 52 Jahren ohne sachlichen Grund befristet beschäftigt werden, was für jüngere Arbeitnehmer nur maximal zwei Jahre lang zulässig ist. Zusammen mit der ohnehin möglichen Befristung von zwei Jahren ohne sachlichen Grund, konnten seit diesem Zeitpunkt Arbeitskräfte bereits ab 50 Jahren ohne Beschränkungen mehrfach hintereinander befristet eingestellt werden.

Die Analyse der Wirkung dieser Regelung hat bislang keine beschäftigungsfördernde Wirkung dieser Neuregelung nachweisen können. Allerdings weisen die Autoren auf die kurze Geltungszeit der Neuregelung hin (vgl. Deutscher Bundtag (2006) S. 212 ff.).

### 2.3.5 Age-biased technological change

Wie sich technischer Fortschritt auf den Arbeitsmarkt und seine Segmente auswirkt, ist Forschungsgegenstand ganzer Generationen von Wissenschaftlern gewesen. Im Zusammenhang mit der Entscheidung über die Erwerbsbeteiligung Älterer und der Nachfrage nach Älteren

können technischer Fortschritt und damit einhergehende Änderungen im Anforderungsprofil der Betriebe eine wichtige Rolle spielen.

#### 2.3.5.1 Einfluss neuer Technologien auf die Arbeitsnachfrage insgesamt

Seit einigen Jahren wird der Einfluss des Einzuges neuer Technologien, insbesondere der Informations- und Kommunikationstechnologie (IKT), in der Literatur in seinen Auswirkungen auf Arbeitsnachfrage und Entlohnung heftig diskutiert. Ausgangspunkt ist die Vermutung, dass der Einsatz solcher Technologien die Anforderungen an die Qualifikation der Beschäftigten erhöht. Das Schlagwort vom „digital divide“ macht dabei die Runde, das eine Komplementarität solchen technischen Fortschritts mit hoch qualifizierter Arbeit und eine substitutionale Beziehung zu gering Qualifizierten unterstellt. Als Ausgangspunkt kann die Arbeit von Kruger (1993) angesehen werden, an die sich eine weite Diskussion anschloss (vgl. z.B. DiNardo und Pischke (1997)). Die Ergebnisse dieser Arbeiten legen nahe, dass Hochqualifizierte häufiger IK-Technologien am Arbeitplatz einsetzen und dadurch höhere Löhne erzielen. Levy, Murnane (1996) und Autor, Levy und Murnane (2001) haben die Komplementarität von hoch qualifizierter Arbeit und Computereinsatz untersucht und kommen zu dem Schluss, dass der Einzug von IK-Technologien den Bedarf an hoch qualifizierten Beschäftigten erhöht. Einen Überblick über die Diskussion bieten Chennells und Van Reenen (2002). Die These des „digital divide“ scheint danach bestätigt.

#### 2.3.5.2 Technischer Fortschritt und die Arbeitsnachfrage nach Älteren

Besondere Aufmerksamkeit wurde der Frage nach den Auswirkungen des Einzuges von Computern in die Arbeitswelt auf ältere Beschäftigte geschenkt, da die Vermutung geäußert wird, dass erstens das Humankapital Älterer stärker abgewertet wird als das Jüngerer, und dass sich zweitens Ältere den durch die Technik veränderten Arbeitsanforderungen in geringerem Maße anpassen können als Jüngere und dass sich für diese Altersgruppe ein Einarbeiten in die neue Arbeitsweise aufgrund der geringeren Nutzungszeit des Wissens weniger lohnt. Dies, so die Vermutung, führt zu einem geringeren Einsatz von Computern durch Ältere, geringere Produktivität dieser Gruppe und in Folge zu einer Absenkung des Lohnes, was eine Tendenz zu Frühverrentung mit sich bringen würde. In den vergangen Jahren sind daher einige Arbeiten entstanden, die sich im Besonderen mit den Auswirkungen auseinandersetzen, die der Einzug solcher Technologien auf den Arbeitsmarkt für Ältere, die Nachfrage nach Älteren und ihrer Entlohnung hat.

Die Forschung zu dem Thema lässt sich in zwei Fragestellungen unterteilen, die oft in ein und der selben Publikation untersucht werden: Während sich ein Forschungsstrang mit den Bestimmungsgründen für die Anwendung von modernen Techniken am Arbeitsplatz befasst, liegt ein anderes Ziel darin, den Einfluss von Computernutzung auf Entlohnung und Erwerbsstatus zu schätzen.

Nach der Studie von Weinberg (2001) wirken Arbeitserfahrung und Alter konträr zueinander. Nach einer Untersuchung des Adaptionsverhaltens in den USA zwischen 1970 und 1997 schließt er, dass sich durch Erfahrung erworbenes Humankapital komplementär zur Anwendung von Computern verhält, mit zunehmendem Alter aber die Fähigkeit zur Aneignung des notwendigen Wissens abnimmt. Die Folgerungen decken sich mit der Beobachtung von Friedberg (2003), die feststellt, dass die Altergruppe der 30- bis 49-Jährigen den höchsten Anteil an Computernutzern aufweist. Ihr Ergebnis lautet, dass nicht Alter, sondern bevorstehende Verrentung ältere Beschäftigte daran hindert neue Technologien anzuwenden.

Auch Borghans und ter Weel (2002) untersuchen die Bestimmungsgründe für den individuellen Einsatz von Computern am Arbeitsplatz. Sie stützen sich in ihrer Analyse auf Daten des Skills Survey of the Employed Workforce, in dem knapp 2500 Arbeiter im Alter von 20 bis 60 Jahren neben vielen detaillierten Fragen zu Computernutzung am Arbeitsplatz befragt wurden. Danach bestimmen Lohn und Geschlecht, nicht aber die Qualifikationsmerkmale der Angestellten die Nutzung. Auch der Regressor „Alter“ bleibt insignifikant. Die Autoren widersprechen damit der These von Friedberg, wonach bevorstehender Ruhestand die Aneignung neuer Technik behindert.

Beiden Arbeiten sehen sich allerdings dem Vorwurf ausgesetzt, dass ihre Untersuchung ein Selektionsverzerrungsproblem aufweisen: Da sie sich auf Daten Erwerbstätiger berufen, könnte ein mögliches, frühzeitiges Ausscheiden aus dem Betrieb korreliert sein mit dem Umstand, dass diese inzwischen Verrenteten den Anforderungen modernen Techniken nicht Schritt halten konnten.

Die zweite Themenstellung befasst sich direkt mit den Auswirkungen neuer Technologien auf die Arbeitsmarktaussichten von Älteren. Zwar liegt die Vermutung nahe, dass aufgrund des geringeren Qualifikationsniveaus älterer Beschäftigter, diese von technischem Wandel am Arbeitsplatz stärker betroffen sind als ihre jüngeren Kollegen. Dabei wird die These überprüft, dass technischer Fortschritt zu einer Abwertung von Humankapital führt und sich daher nachteilig auf die Arbeitsmarktaussichten Älterer auswirkt.

Eine erste Studie, die sich direkt mit technischem Wandel und dem Rentenzugangsverhalten von älteren Arbeitern befasst, bildet die Arbeit von Bartel und Sicherman (1993). Darin ziehen die beiden Autoren Daten von Männern im Alter von 45 bis 59 Jahren im Zeitraum von 1966 bis 1983 zu Rate. Das Resultat ist zweischneidig: Zum einen kommen sie zu dem Ergebnis, dass Arbeitnehmer, deren Branchen stärker von technologischem Wandel betroffen sind, ihren Renteneintritt länger als andere hinauszögern. Bartel und Sicherman sprechen dies dem Umstand zu, dass die neuen Techniken stärker zu Weiterbildungsaktivitäten veranlassen, was sich günstig auf Beschäftigungsmöglichkeiten und Arbeitseinkommen auswirkt und daher den Verbleib in der Erwerbstätigkeit verlängert. Zum anderen begünstigt überraschender

technischer Wandel einen früheren Übergang in den Ruhestand, was die Autoren dem damit verbundenen raschen Abbau von Humankapital zuschreiben.

Ahituv und Zeira (2000) entwickeln ein Wachstumsmodell, in dem ältere Arbeiter neue Technologien aufgrund der kürzeren Amortisationszeit nicht adaptieren und in Folge der Konkurrenz durch produktivere Jüngere geringere Löhne hinnehmen müssen, die dann zu einer Abnahme der Erwerbsbeteiligung und einem früheren Renteneintritt führen. Die Autoren sprechen von einem *Erosionseffekt*. Der zweite Effekt, der *Lohneffekt*, ergibt sich aus den Modellimplikationen, dass mit technischem Fortschritt der aggregierte Lohn steigt und damit auch der Lohn in den weniger von Neuerungen betroffenen Branchen, in denen der Anteil der Älteren höher ist. Dieser, auf die Arbeitsangebotsentscheidung konträr wirkende Effekt, wird allerdings unter schwachen Annahmen des Modells vom Erosionseffekt dominiert. Ahituv und Zeira stützen ihre Analysen auf Daten der HRS für die USA, die sie mit Daten über Produktivitätswachstum in den Sektoren verbinden, wie sie auch in den Studien von Bartel und Sicherman (1999) verwendet werden. Sie untersuchen mit Querschnittsdaten, ob ein vom Modell implizierter negativer Zusammenhang zwischen Erwerbsstatus und dem sektorspezifischen technischen Fortschritt besteht. Auch nach Kontrolle etlicher Hintergrundsvariabler ergibt sich ein signifikant negativer Effekt, sodass die Autoren auf einen dominierenden Erosionseffekt schließen.

Die bereits erwähnte Arbeit von Friedberg (2003) untersucht den Einfluss von Computerverwendung am Arbeitsplatz auf die Renteneintrittsentscheidung. Anhand von Daten des Current Population Survey (CPS) und der HRS aus den 90 er Jahren schätzt sie den Übergang in die Rente in Abhängigkeit der Computernutzung mittels einer IV-Regression. Sie kommt zu dem Ergebnis, dass Computer am Arbeitsplatz c.p. die Entscheidung für den Renteneintritt hinauszögern.

Für Deutschland liegen bisher zwei Arbeiten zu dem Thema vor. Um die Auswirkungen von IT-Nutzung auf die Arbeitsmarktposition von Älteren dreht sich die Arbeit von Bertschek (2004). Datengrundlage ist die repräsentative Erhebung des ZEW aus dem Jahr 2002 zur Nutzung und Verbreitung von IKT im verarbeitenden Gewerbe und in ausgewählten Dienstleistungssektoren mit knapp 4000 auswertbaren Beobachtungen. Befragt wurden Unternehmen mit mehr als 4 Beschäftigten. Besonderes Augenmerk lag bei der Erhebung auf der Erfassung von Computernutzung am Arbeitsplatz. So wurde der Anteil der Beschäftigten erfragt, die den überwiegenden Anteil ihrer Tätigkeit am Rechner verbringen. Darüber hinaus wurden verschiedene Einsatzgebiete von ITK- Technik im Unternehmen erhoben.

Danach hatte sich im Jahr 2002 die Nutzung von Computern am Arbeitsplatz schon stark durchgesetzt: rd. 53% der Beschäftigten in den befragten Betrieben verrichten den überwiegenden Teil ihrer Arbeitszeit vor dem Computerbildschirm, 98% der Betriebe halten einen Internetzugang bereit, gut 75% verwenden Software für Controlling, Planung und Steuerung.

Bertschek schätzt den Anteil der Beschäftigten im Alter von 50 Jahren und älter mit einem „fractional response"-Modell und kommt zu dem Ergebnis, dass der Anteil der Beschäftigten mit PC-Arbeitsplatz einen signifikant negativen Einfluss auf die abhängige Variable ausübt.

Schleife (2004) stützt sich in ihrer Untersuchung auf die SOEP-Daten von Männern, die im Jahr 1997 vollzeitbeschäftigt und zwischen 46 und 60 Jahre alt waren. Nach Kontrolle von demografischen und betrieblichen Effekten hat nach ihren Ergebnissen die Nutzung von Computern am Arbeitsplatz keinen Einfluss auf die Verbleibewahrscheinlichkeit in Vollzeitbeschäftigung.

Schøne (2006) untersucht die Auswirkungen neuer Technologien auf die Nachfrage nach Älteren und kommt zu dem Ergebnis, dass die Schätzungen anhand von Querschnittsdaten, die einen Effekt zuungunsten Älterer gefunden hatten, auf unbeobachteter Betriebsheterogenität beruhen.

# 3 Datengrundlage: Linked Employer Employee Datensatz

Seit wenigen Jahren stehen der Wissenschaft in Deutschland personenbezogenen Mikrodaten zur gleichzeitigen Auswertung von betrieblichem Verhalten zur Verfügung. Im Linked Employer Employee Datensatz (LIAB) sind die Erhebungsdaten des IAB-Betriebspanels verknüpft mit prozessgenerierten Personendaten, die sich zum einen (Beschäftigten-Historik-Datei, BeH) aus den Pflichtangaben des Arbeitgebers bei sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung eines Arbeitnehmers ergeben, zum anderen (Leistungsempfänger-Historik-Datei, LeH) aus den Geschäftsstatistiken der BA. Die gemeinsam aufbereiteten Datensätze bilden die Beschäftigten-Leistungsempfänger-Historik-Datei (BLH). Nach der Einteilung von Abowd und Kramarz (1999) handelt es sich beim LIAB daher um einen Datensatz, der repräsentativ für Betriebe in Deutschland und ihre Beschäftigten ist und sowohl aus Erhebungs- wie administrativen Daten besteht.

Bei der Beschäftigtenhistorik handelt es sich um Daten, die mindestens jährlich an die Sozialversicherer gemeldet werden. So lässt sich aus den Daten der Beschäftigungsverlauf seit 1975 zurückverfolgen. Aus der LeH ergeben sich darüber hinaus Angaben über Zeiträume, in denen eine Person Leistungen von der BA erhalten hat.

Der prozessgenerierte Charakter der Daten bringt für die Auswertung Vor- wie Nachteile mit sich: Zwar bürgt die strafbewehrte Verpflichtung des Arbeitgebers zur Meldung einer Beschäftigung an die Sozialversicherer für eine hohe Reliabilität der Daten und schließt ein Hauptproblem von survey-basierten Erhebungen, die Selbstselektion der Teilnahme, aus. Allerdings ergeben sich aus dem Meldeverfahren andere Probleme. So werden in den Personendaten systematisch nicht alle abhängig Beschäftigten erfasst.

Eine Einschränkung ergibt sich aus der *Versicherungspflichtgrenze*: Mit dieser Grenze ist gesetzlich geregelt, bis zu welcher Bruttoeinkommenshöhe (derzeit 46.800 Euro jährlich) für einen Arbeitnehmer die Mitgliedschaft in den gesetzlichen Sozialversicherungen verpflichtend ist. Angaben zu Personen, die diesen Betrag überschritten haben, sind in den Daten der BA nicht vorhanden, soweit sie sich nicht freiwillig pflichtversichert haben. Darüber hinaus wurden Personen mit geringfügiger Beschäftigung erst ab dem Jahr 1999 sozialversicherungspflichtig und konnten in den Jahren davor im vorliegenden Datensatz nicht beobachtet werden. Weitere Ausnahmegruppen bilden Beamte und Personen, die im Ausland beschäftigt sind. Die Auswertungen beschränken sich daher auf der Personenseite auf die Gruppe der Pflicht- und freiwillig Pflichtversicherten, die nach Boockmann und Steffes (2005) rd. 80% der Beschäftigten ausmachen. Eine umfassende Datensatzbeschreibung des LIAB findet sich bei Alda und Herrlinger (2005) S. 8f.). Auf der Betriebsseite steht das IAB-Betriebspanel, eine jährliche Befragung von Betrieben, die seit 1993 in Westdeutschland und seit 1996 auch in der ehemaligen DDR durchgeführt wird.

Allerdings ist die Zusammenführung der Daten nicht problemlos. Zum einen fanden sich nicht zu jedem Panelbetrieb Personenangaben in den prozessgenerierten Daten, zum anderen waren Abweichungen in der Zahl der Beschäftigten – wie sie sich in aus den Personendaten errechnen – zu den Angaben der Betriebe feststellen.[25]

Für die Wissenschaft stehen standardmäßig zwei Datensätze im Längsformat zur Verfügung. In einer Forschungskooperation mit dem IAB wurde für diese Auswertungen ein eigens auf die Anforderungen dieses Forschungsvorhabens zugeschnittener Datensatz aus den Prozessdaten generiert, der im Folgenden beschrieben werden soll.[26]

## 3.1 Aufbau des Datensatzes

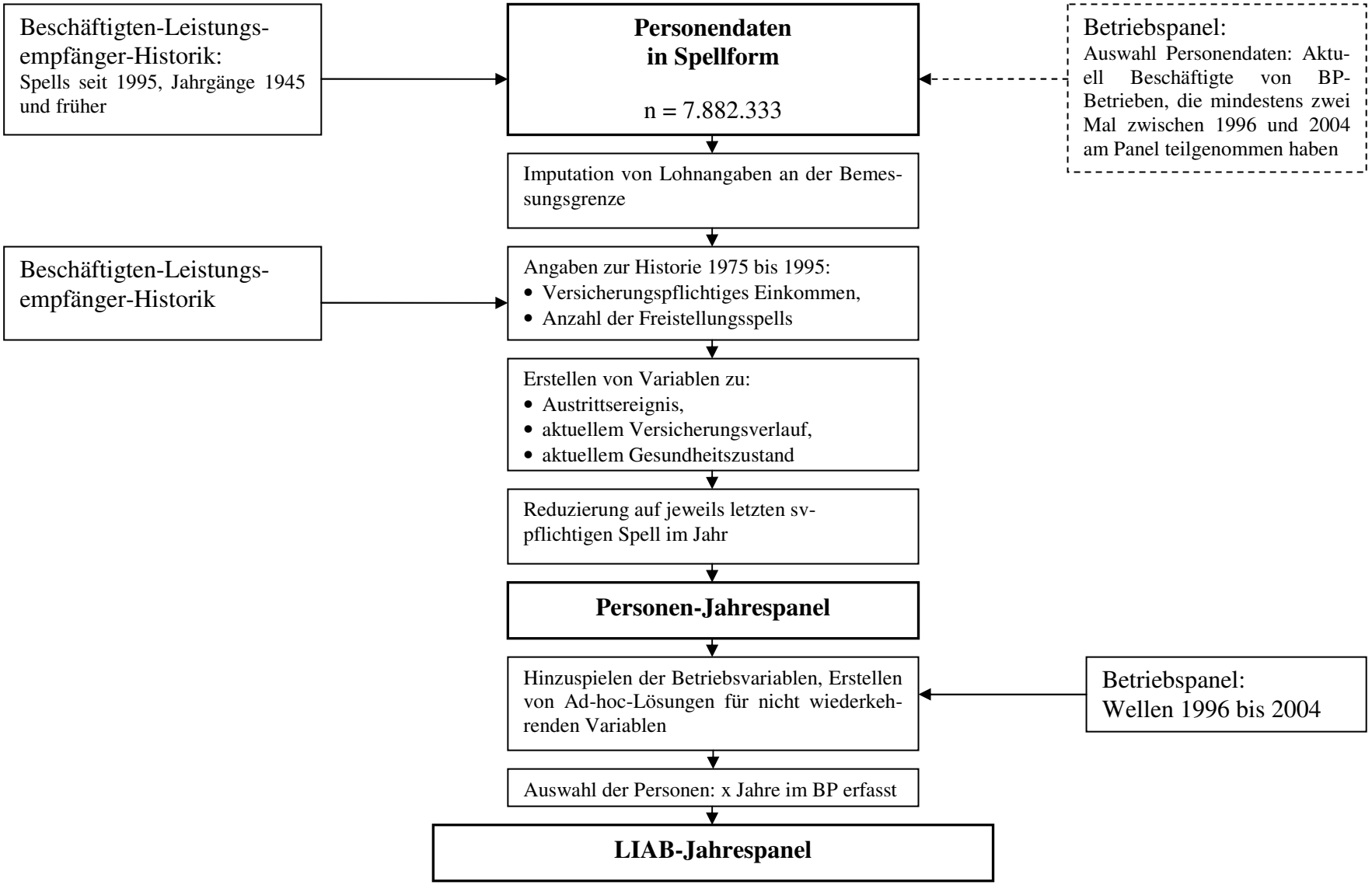
Gegenstand der Untersuchung ist der Renteneintritt von älteren Beschäftigten. Angestrebt wurde daher ein Personendatensatz, der sowohl relevante betriebliche wie individuelle Informationen enthält. Ausgehend von den Personendaten der Beschäftigten-Leistungsempfänger-Historik (BLH) wurde ein Datensatz erstellt, der den besonderen Anforderungen des Auswertungsziels Genüge trägt. Eine schematische Übersicht über die einzelnen Bearbeitungsschritte findet sich in Abb. 2.

---

[25] Vgl. Alda (2005) S. 3ff.

[26] Die Erstellung des Datensatzes wurde vorgenommen durch Mitarbeiter des Forschungsdatenzentrums der BA im IAB. Insbesondere zu danken ist dabei Holger Alda, der bei der weiteren Aufbereitung des Datensatzes von unverzichtbarer Hilfe war.

Abb. 2: Schema der Datenaufbereitung



### 3.1.1 Personendaten

Zunächst mussten diejenigen Personen zu identifiziert werden, für die Betriebsinformationen aus dem IAB-Panel zur Verfügung stehen. Deshalb wurden Panelbetriebe ausgewählt, die an mindestens zwei Wellen teilgenommen haben. Ausgehend von diesen Betrieben wurden aus der BLH all diejenigen Personen gezogen, die an mindestens einem der Befragungstermine 30. Juni des Betriebspaneljahres sozialversicherungspflichtig in dem Betrieb beschäftigt waren. Um die für den Beobachtungszeitraum rentenrelevanten Jahrgänge zu untersuchen, wurden alle Personen mit einem Geburtsdatum von 1945 und früher ausgewählt. Zudem wurden Personengruppen ausgeschlossen, für die berufsspezifische Zugangsregeln zur Rente gegolten haben konnten. Anhand des Personengruppenschlüssels wurden Landwirte und Seeleute ausgesondert. Ebenso blieben Personen unberücksichtigt, die in die Künstlersozialkasse einzahlen.

Von diesen Personen wiederum wurden die Spells aus den Jahren 1996 bis zum aktuellen Rand einschließlich Ende 2004 ausgewählt. Die Beschränkung ergibt sich aus zweierlei Gründen. Im Jahr 1996 begann die Erhebung von Betrieben in der ehemaligen DDR, sodass eine Auswertung früherer Daten nicht sinnvoll erschien. Zudem traten im Jahr 1996 die ersten Einschränkungen für den vorzeitigen Renteneintritt in Kraft. Aufgrund der Alterauswahl waren die jüngsten Personen im ersten Beobachtungsjahr 50 Jahre alt, im Jahr 2003, dem letzten Jahr, in dem Austritte beobachtet werden konnten, vollendeten die beobachteten Personen mindestens ihr 58. Lebensjahr alt. Nach dieser Auswahl betrug der Datensatz 7 898 140 Meldungen.

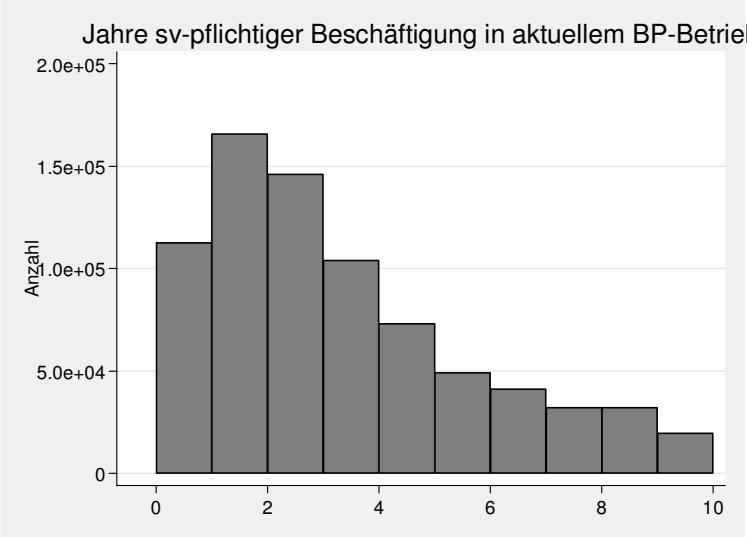
Um den Datensatz in eine handhabbare Struktur zu bringen, wurde dieser von einer Spellform in ein Jahrespanel umgeformt. Dabei wurde jeweils die letzte sozialversicherungspflichtige Meldung einer Person und eines Jahres beibehalten. Durch die notwendige Beschränkung auf Spells in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung konnten auch Inkonsistenzen vermieden werden, wie sie bei der Arbeit mit prozessgenerierten Daten wie der Integrierten Erwerbsbiografie anfallen. Unlogische Überschneidungen[27] von Beschäftigungs- und Leistungsmeldungen mussten hier nicht näher beachtet werden. Bei gleichzeitigem Ende von mehreren parallelen Beschäftigungszeiträumen wurde die Hauptbeschäftigung als einzige beibehalten.

[27] Eine Dokumentation der Probleme mit den Daten der IEB und ihrer Lösungsmöglichkeiten bieten Jaenichen *et al.* (2005)

### 3.1.2 Betriebsdaten

Im nächsten Schritt wurden betriebliche Hintergrundinformationen aus dem IAB-Betriebspanel ergänzt. Über eine sowohl im Panel wie in den Daten der BLH-Datei enthaltenen eindeutigen Betriebsnummer konnten so den einzelnen Beschäftigungsspells Betriebe zugeordnet werden, sofern sie in dem entsprechenden Jahr am Panel teilgenommen haben. Durch die oben beschriebene Auswahl der Personen wurde sichergestellt, dass sich jeder Person mindestens in einem Jahr entsprechende Betriebsdaten zuordnen ließen. Die folgende Grafik (vgl. Abb. 3) soll einen Eindruck darüber vermitteln, über welchen Zeitraum Personen mitsamt den Betriebsdaten beobachtet werden konnten:

Abb. 3: Anzahl der Spells nach Jahren der Betriebszugehörigkeit im aktuellen Betriebspanelbetrieb




Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Daraus wird ersichtlich, dass für eine Vielzahl der Personen nur recht kurze Zeiträume von sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung in den Datensatz eingingen. Gründe dafür sind neben dem individuellen Ende der Erwerbstätigkeit –das in den deskriptiven Statistiken beschrieben wird – ein Ausscheiden der beschäftigenden Betriebe aus dem Panel oder ein Wechsel der Person in einen anderen, nicht befragten Betrieb. Allerdings sind für die Anwendung der folgenden ökonometrischen Verfahren keine bis zum beobachteten Austritt vollständigen Datensätze notwendig. Da die Personendaten nicht an das Vorhandensein von Betriebsinformationen gebunden sind, konnte ein Verbleib in einer Beschäftigung beobachtet werden. Die Person geht dann bis zu diesem Zeitpunkt als zensiert in den Datensatz ein. Auch Unterbrechungen in der Beobachtung von Betriebsdaten, die durch Betriebswechsel in einen anderen Panelbetrieb oder durch erneute Teilnahme des Betriebs am Panel entstehen konnten, stellen keinen Ausschlussgrund aus dem Datensatz dar. Es muss einschränkend darauf hingewie-

sen werden, dass die Untersuchungseinheit der Spell darstellt. Dieselbe Person wird daher oft mehrfach in die Darstellung eingehen.

Einschränkend muss erwähnt werden, dass es sich bei den Daten des Panels meist um stichtagsbezogene Angaben handelt, die sich auf den Zeitpunkt 30. Juni des aktuellen Jahres bezogen. Dies gilt es bei der Interpretation der Ergebnisse im Auge zu behalten. Einfließen konnten in den Datensatz all diejenigen Betriebsvariablen, die durchgängig von 1996 bis 2004 erhoben wurden. Daneben wurde aus der gesamten BLH- Datei die Altersstruktur des Betriebes hinzugespielt.

## *3.2 Variablenauswahl und -aufbereitung*

Um den so in seinen Beobachtungen eingegrenzten Datensatz auszuwerten, mussten auch die Variablen in eine dafür angemessene Form gebracht werden. Nicht alle der in den Personen- und Betriebsdaten enthaltenen Merkmale liegen vor, wie es für die Auswertungszwecke wünschenswert wäre. Im Folgenden soll daher dokumentiert werden, wie die Variablen für die empirische Analyse ausgewählt und aufbereitet wurden.

### 3.2.1 Personendaten

Die BLH auf der Personenseite wurde generiert aus den Historik-Dateien zur Beschäftigung (BeH) und zum Leistungsbezug (LeH). Die erfassten Merkmale der beiden Datensätze sind allerdings nicht identisch: Beide Datenquellen enthalten neben den notwendigen Angaben zu Inhalt, Anfang und Ende eine Spells auch Informationen zum Geschlecht, dem Alter und der Nationalität einer Person. Angaben die ausschließlich in den LeH-Daten zu finden waren, mussten daher unberücksichtigt bleiben, da sich sonst der Datensatz auf die Gruppe derjenigen beschränkt hätte, die im Beobachtungszeitraum Unterstützungsleistungen erhalten haben, und eine Verzerrung der Ergebnisse durch eine hochselektive Stichprobenziehung nicht zu vermeiden gewesen wären.

#### 3.2.1.1 Austritt aus dem Erwerbsleben

Die für diese Studie zunächst geplante Angabe des Renteneintritts ist im Datensatz nicht unmittelbar erfasst. Wann eine Person ihr Erwerbsleben beendet oder in Rente eintritt, ist den Angaben nicht direkt zu entnehmen. Allerdings stehen die beiden Ereignisse in engem zeitlichem Zusammenhang, der sich für vorgezogene Renten schon aus den Beschränkungen des Hinzuverdienstes ergibt. Wübbeke (2005b, S. 47f.) zeigt für die Jahrgänge 1920 bis 1930, dass für die Mehrheit die Versicherten die zeitliche Lücke zwischen Beschäftigungsaustritt und Renteneintritt höchstens 31 Tage lagen. Auch der Anteil derer, die parallel zum Renten-

bezug noch sozialversicherungspflichtig beschäftigt war, lag nach Wübbekes Berechnungen je nach Kohorte bei rd. zehn Prozent für Männer und gut fünf Prozent für Frauen.[28]

Leider sind auch die Abmeldegründe aus der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung, zu denen auch der Eintritt in die Altersrente gehört, nur sehr unvollständig erfasst, so dass der Austritt aus dem Erwerbsleben nur annähernd ermittelt werden konnte. Dazu wurde als Austrittsereignis definiert, wenn auf den letzten beobachteten Beschäftigungsspell ein Jahr lang keine sozialversicherungspflichtige Beschäftigung mehr folgte. Diese Annahme schien gerechtfertigt, da für die meisten dieser Fälle eine viel längere Zeit nach Ende dieses vermeintlichen Beschäftigungsendes kein solcher Zeitraum mehr im Datensatz vorhanden war.[29]

#### 3.2.1.2 Geschlecht/Region

Für Männer und Frauen, sowie Ost- und Westdeutsche waren strukturell unterschiedliche Ergebnisse zu erwarten. Zudem sind für Ostdeutschland betriebliche Angaben erst ab dem Jahr 1996 und Daten zum Erwerbsverlauf verlässlich erst ab 1993 verfügbar. Dies ließ eine für diese Variablen getrennte Auswertung angemessen erscheinen. Die beiden Personenangaben waren daher nur zu Datenaufbereitungszwecken notwendig. Dabei richtet sich die regionale Zuordnung nach dem Wohnort. Zusätzlich zur Ost-West-Angabe ist es in zukünftigen Auswertungen möglich, eine tiefere regionale Einteilung bis auf Kreisebene vorzunehmen.

#### 3.2.1.3 Einkommensangaben

Einzelne Angaben sind in den Personendaten nicht in dem Umfang enthalten, wie es für die Auswertung wünschenswert gewesen wäre. So spiegelt sich z.B. in der Einkommensvariable, die im Datensatz als sozialversicherungspflichtiges Bruttotagesentgelt vorkommt, der prozessgenerierte Charakter der Personendaten wider: [30] Für *niedrige* Einkommensbereiche ergibt sich eine Stutzung aus der Tatsache, dass geringfügig Beschäftigte bis einschließlich

---

[28] Frühere Untersuchungen zum Erwerbsverhalten von Rentnern zeigen eine geringe Erwerbstätigkeit und bestätigen dies für den Untersuchungszeitraum mit geringen Erwerbsquoten von Rentnern bzw. Personen im Rentenalter: Helberger und Schwarze (1986) kommen auf einen Anteil von 3,6%, Pischner und Wagner (1992) auf 5,2%, Wachtler *et al.* (1995) auf 8,7%. Allerdings machen Büttner *et al.* (2005) darauf aufmerksam, dass sich die zeitliche Lücke zwischen Erwerbsaus- und Renteneintritt in den vergangenen Jahren ausgeweitet hat.

[29] Einen Spezialfall stellt die Altersteilzeit dar. Zwar lassen sich aus der Variablen „Personengruppe“ auch die Personen in Altersteilzeit erkennen (vgl. Alda und Herrlinger (2005a und 2005c). Es wurde jedoch darauf verzichtet, dies als Anzeichen für einen Austritt aus dem Erwerbsleben zu interpretieren. Personen sind nach dem ATG verpflichtet, nach Ablaufen der Altersteilzeit die Rente anzutreten und müssten daher nach der gewählten Methode bis Ende 2003 erfasst sein. Nur im Jahr 2004 hätte das Ende einer der Altersteilzeit dem Datensatz zusätzliche Informationen zuführen können, eine Berücksichtigung allerdings zu einer Inkonsistenz der Outcome-Variablen geführt, da in diesem Jahr nur Austritte nach Altersteilzeit beobachtet worden wären.

[30] Wie alle anderen monetären Variablen sind die Werte für den gesamten Zeitraum in Euro umgerechnet.

1998 nicht der Pflicht zu Abgaben zu den Systemen der Sozialversicherung unterlagen. Solche Beschäftigungsverhältnisse tauchen in den Daten auch nicht auf. Die Stichprobe ist daher für diese Variable links gestutzt. Beobachtungen mit geringfügiger Beschäftigung wurden daher vollständig aus dem Datensatz entfernt. Grund dafür war die Bemühung um Einheitlichkeit, die anders nicht zu verfolgen gewesen wäre. Für die *höheren* Arbeitseinkommen führt die Beitragsbemessungsgrenze zu einer Rechtszensierung der Variablen. Sie besteht für den gesamten Beobachtungszeitraum, variiert allerdings mindestens jährlich und unterscheidet sich nach Ost und West, wobei der Standort des Betriebes maßgeblich ist.[31][32]

Die Angaben zur Einkommenshöhe ab der Bemessungsgrenze wurden daher in Anlehnung an das Stata-ado-File von Gartner (2005) imputiert. Wegen der zeitlichen und regionalen Variation der Beitragbemessungsgrenzen wurden getrennt nach den beiden Landesteilen, für jedes Jahr und Geschhlecht insgesamt 36 verschiedene Imputationen durchgeführt, die jeweils auf einer Tobit-Regression auf die Variablen Alter (auch seine Polynome), berufliche Stellung, Berufsgruppe (als Einsteller), Branche (ebenfalls als Einsteller) und einen Nationalitätsdummy beruhten. Da eine genaue Angabe der geleisteten Stundenzahl pro Tag in den Daten nicht enthalten ist, kann der Stundenlohn nicht erfasst werden.

#### 3.2.1.4 Gesundheit

Wie oben beschrieben kommt der gesundheitlichen Lage einer Person eine wichtige Rolle bei der Schätzung der Renteneintrittsentscheidung zu. Eine direkte Angabe zum Gesundheitszustand fehlt allerdings in den Daten. Dieses Problem kann jedoch gemildert werden, wenn Zeiten, in denen ein Beschäftigungsverhältnis bestand, aber kein Entgelt bezahlt wurde, als Proxi für den gesundheitlichen Zustand herangezogen werden. Hintergrund für diese Annäherung ist das Entgeltfortzahlungsgesetz (EntgFG). Nach §3 hat der Arbeitnehmer im Krankheitsfall zwar Anspruch auf Entgeltfortzahlung. Der Anspruch endet aber nach den ersten sechs Wochen der krankheitsbedingten Arbeitsunfähigkeit. Danach greift SGB V § 44 mit der Zahlung von Krankengeld. [33]

---

[31] Eine Auflistung der jeweils in Ost- und Westdeutschland gültigen Geringfügigkeits- und Beitragsbemessungsgrenzen findet sich in Alda und Herrlinger (2005a) S.58.

[32] Gelegentlich kommt es zu Angaben, die die aktuelle und für den Landesteil maßgebliche Beitragsbemessungsgrundlage überschreiten. Alda und Herrlinger (2005a) verweisen jedoch darauf, dass es sich dabei um einmalige Sonderzahlungen handelt.

[33] Anzumerken bleibt, dass Zeiten ohne Entgelt trotz eines bestehenden Arbeitsverhältnisses nicht nur aus Gründen der eigenen Gesundheit in Anspruch entstehen müssen. Andere Beispiele sind Regelungen des Mutterschutzgesetzes (MSchG, § 3,1), das die Schutzzeiten von Müttern unmittelbar vor und nach der Entbindung regelt, und das Arbeitsplatzschutzgesetz (ArbPlSchG), das den Fortbestand des Arbeitsverhältnisses bei Einberufung zu Wehr- oder Zivildienst regelt. Ebenfalls könnten solche Zeiträume beobachtet werden für Personen, die nach § 15 des Gesetzes zum Erziehungsgeld und zur Elternzeit (BErzGG) Anspruch auf Elternzeit haben. In

Angesichts der langen Dauer von sechs Wochen bis zur Zahlung des Krankengeldes kann man davon ausgehen, dass es sich bei den Freistellungsspells um ernsthafte Beeinträchtigungen der Arbeitsfähigkeit handelt.

Diese Beobachtung geht in zweifacher Weise in den neuen Datensatz ein: als jeweils aktuell kumulierte Anzahl solcher Freistellungsspells seit 1975 (bzw. seit 1990 für Ostdeutschland) und als Dummy, der angibt, ob in den jeweils letzten zwei Jahren ein solches Ereignis zu beobachten war. Mit der ersten Variablen wurde eine Variable generiert, die den allgemeinen Gesundheitszustand annähern soll. In der zweiten Variablen sollen aktuelle Veränderungen des Gesundheitszustandes abgebildet werden. Auch die Altersvariable kann als zusätzliche Kontrolle für den gesundheitlichen Zustand interpretiert werden.

#### 3.2.1.5 Familiärer Kontext

Leider ist der familiäre Kontext nur sehr bedingt in den Daten erfasst. So ist nur in den Leistungsempfänger-Daten der Familienstand des Versicherten vorhanden. Selbst in den LeH-Daten ist kein Bezug zu einem Ehepartner beobachtbar, sodass selbst für die Subpopulation derer, für die ein Leistungsspell beobachtet wurde, das Phänomen simultaner Ruhestandsentscheidung von Ehepartnern nicht empirisch modelliert werden kann.

Die Angabe zu Kindern ist ebenfalls nur in der LeH verzeichnet. Selbst dort ist sie nur als Dummy-Variable beobachtbar. Zwar ließe sich das Alter über die erste Beobachtung einer entsprechenden Dummyausprägung annähern, die Anzahl der Kinder ist den Daten aber nicht zu entnehmen. Eine Aufnahme der Variablen erschien daher nicht angeraten.

#### 3.2.1.7 Ausbildung

Die Angaben zur Ausbildung sind ebenfalls in den Beschäftigungsmeldungen enthalten. So wird vom Arbeitgeber in den „Angaben zur Tätigkeit“ neben Beruf und beruflicher Stellung auch der so genannte B2-Schlüssel übermittelt. Die daraus gebildete Variable weist in zweierlei Hinsicht Unzulänglichkeiten auf. Einerseits enthält sie kombinierte Angaben zum höchsten Abschluss in Schul- und Berufsausbildung. Die Kategorien bilden sich aus der Angabe des höchsten Schulabschlusses kombiniert mit der Information, ob eine Berufsausbildung vorliegt. Daneben gibt es die Ausprägungen „Hochschulabschluss“ und „Fachhochschulabschluss“, die nicht mit einer (weiteren) Berufausbildungsangabe angereichert sind. Schulische und berufliche Ausbildung konnten daher nicht separat als Einflussgrößen ausgewertet werden.

---

allen Fällen ist der Arbeitgeber nicht zu einer Entgeltzahlung verpflichtet; das Beschäftigungsverhältnis besteht aber weiter. Allerdings ist nicht zu erwarten, dass die angeführten Beispiele ein angesichts der Altersbeschränkung der untersuchten Personen häufig auftreten. Eine Ausnahme stellen für die kumulierte Anzahl an solchen Spells seit 1975 die jüngeren Frauen in Westdeutschland dar, die in d

Andererseits weisen Meinken und Koch (2004) darauf hin, dass die Daten möglicherweise von mangelnder Qualität sind, da es sich nicht um ein versicherungsrelevantes Merkmal handelt. Dies drückt sich in einer – besonders für geringfügig Entlohnte – hohen Zahl von fehlenden Werten aus (vgl. Alda und Herrlinger (2005b) S.4). Es lässt sich aber auch daran erkennen, dass die Werte sich oft erst dann ändern, wenn ein Arbeitgeberwechsel stattgefunden hat und nachträglich erworbene Qualifikationen nachgemeldet werden. Für die hier verwendete Teilstichprobe der Älteren dürfte insbesondere der erste Aspekt mangelnder Datenqualität von Bedeutung sein.

Fitzenberger *et al.* (2005) stellen einige Imputationsverfahren vor, mit deren Hilfe die oben genannten Schwierigkeiten behoben werden sollen. Angesichts der Tatsache, dass die imputierten Variablen in dem angeführten Beispiel einer Lohnregression keine gravierenden Änderungen der geschätzten Parameter ergaben und aufgrund des nicht unerheblichen Aufwandes haben wir von einer Imputation der Variable abstand genommen.

#### 3.2.1.8 Berufliche Stellung

Die berufliche Stellung ergibt sich ebenfalls aus den „Angaben zur Tätigkeit“ aus den Beschäftigungsmeldungen. Die Variable ist daher mit ähnlichen Problemen behaftet wie die Ausbildungsvariable. Zwar sind die fehlenden Angaben wesentlich geringer als in der Ausbildungsvariablen, doch ist davon auszugehen, dass eine regelmäßige Überprüfung der beruflichen Stellung bei Personen mit dauerhafter Beschäftigung bei ein und demselben Arbeitgeber nicht stattfindet.

Auch in diesem Merkmal ist eine ungewöhnliche Mischung von Aspekten der Tätigkeit zu beobachten. Neben den möglichen Ausprägungen Auszubildende, ohne formale Qualifikation, Facharbeiter, Meister/Polier und Angestellter sind Teilzeitbeschäftigte gesondert und unabhängig von ihrer beruflichen Stellung erfasst. Die Zuordnung in die Kategorien „Arbeiter“ und „Angestellter“ richtete sich ausschließlich nach der Art der Rentenversicherungspflicht (vgl. Alda und Herrlinger (2005a)).

#### 3.2.1.9 Historik-Daten

Neben den aktuellen Daten der jeweiligen Spells, wurden aus der für Westdeutschland bis ins Jahr 1975 zurückreichenden Historik der BLH-Datei Variablen generiert, die den Erwerbsverlauf widerspiegeln sollen. Um einen näherungsweisen Wert für die Rentenanwartschaften der Personen zu erhalten, wurden die sozialversicherungspflichtigen Einkommen der Personen seit dem Beginn der Erfassung bis zum jeweiligen Spell erstellt. Da sie ohnehin nur eine grobe Approximation der tatsächlichen Anwartschaften darstellen, wurde auf eine Gewichtung der Einzelbeträge verzichtet. Auch die Anzahl der bis zu diesem Zeitpunkt beobachteten Freistellungsspells und wurde jeweils vom Beginn der Erfassung an aufsummiert.

Um die Akkumulation von betriebsspezifischem Humankapital zu kontrollieren, wurde eine Variable erstellt, die den Eintritt in den Betrieb abbildet. Darüber hinaus soll eine Variable, die den Eintritt in das Erwerbsleben darstellt, allgemeines Humankapital repräsentieren. Allerdings sind alle diese Angaben erst ab dem Jahr 1975 für Westdeutschland und dem Jahr 1990 für Ostdeutschland bzw. ab dem Beginn der ersten sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung vorhanden und daher zensiert. Zu beachten ist, dass die Angaben unabhängig von der Teilnahme des Betriebes am IAB-Betriebspanel erfolgen.

### 3.2.2 Betriebsdaten

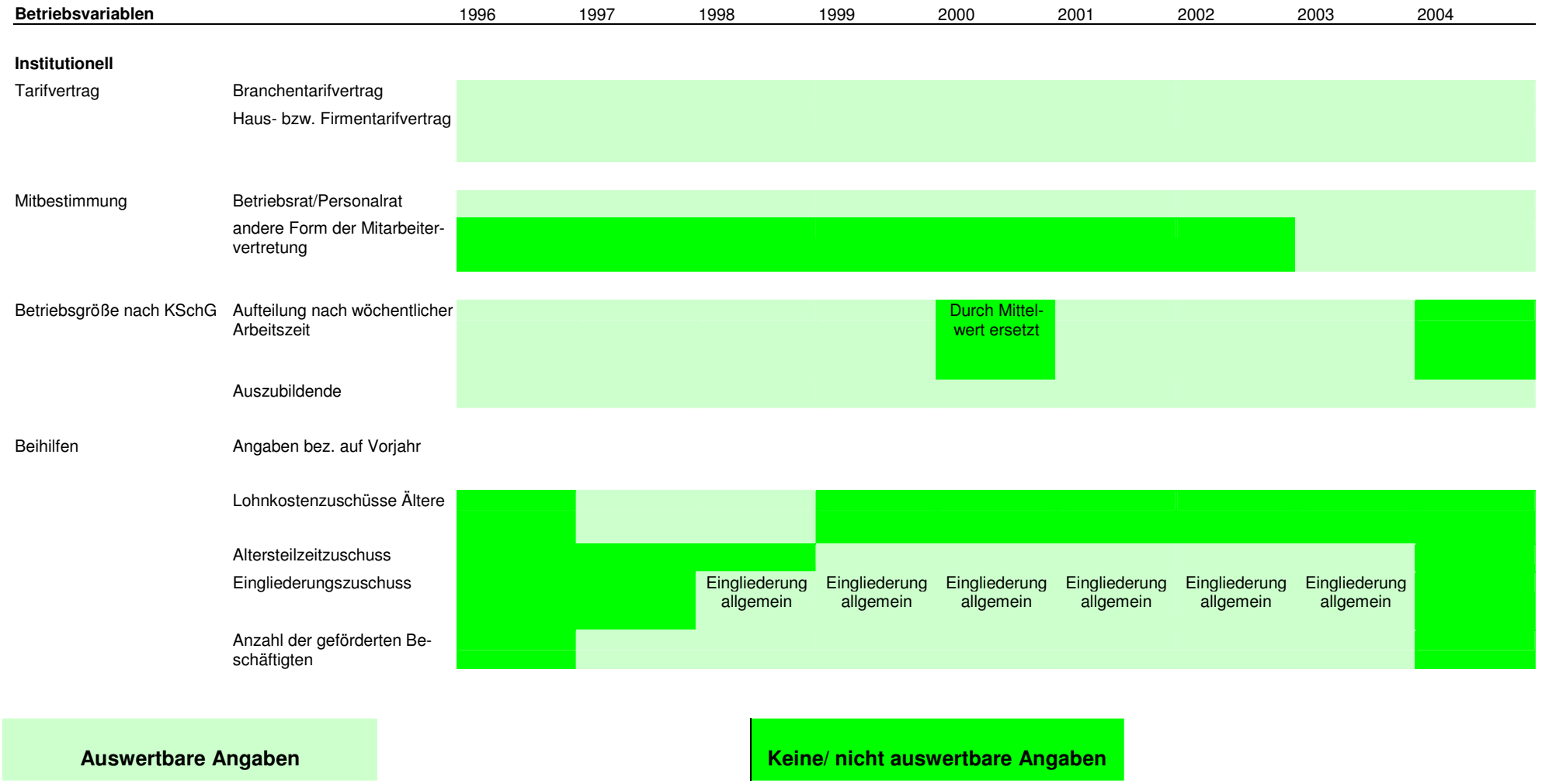
Auswahlkriterium auf Betriebsseite war, dass diese seit 1996 mindestens an zwei Wellen des IAB-Betriebspanels teilgenommen haben mussten. Für die Einbeziehung von Merkmalen ist es in der Längsschnitt-Analyse von entscheidender Bedeutung, dass sie durchgängig in jeder Welle des Analysezeitraums erfragt wurden. Leider genügen einige der Variablen nicht dieser Bedingung. Tab. 5 gibt einen Überblick über die Verfügbarkeit von für die Erwerbsbeteiligung Älterer bedeutsamer Variabler im Panelbverlauf. Dabei stehen die dunkel eingefärbten Jahreszellen dafür, dass die Variable im entsprechenden Jahr nicht in einer für den Panelverlauf notwendigen Weise erhoben wurde. Helle Zellen stellen dagegen auswertbare Daten im jeweiligen Jahr dar.

Eine denkbare Imputation von Werten aus den Vorgänger- oder Nachfolgejahren erschien in nur wenigen Fällen sinnvoll. Sie ist zum einen mit einem Informationsverlust der entsprechenden Variabeln verbunden. Zum anderen wird sie in der folgenden Ereignisanalyse mit einem Verlust an Beobachtungen erkauft, da die Substitution mit Werten aus anderen Erhebungsjahren nur dann erfolgreich ist, wenn der Betrieb in diesen auch teilgenommen und geantwortet hat.

Zu beachten ist weiterhin, dass die Angaben aus dem IAB-Betriebspanel zeitlich nicht genau mit den Individualdaten auf der Personenebene übereinstimmen müssen. Während es sich bei den betrieblichen Informationen oft um zeit*punkt*bezogene Daten handelt, die jeweils zum 30. Juni ihre Gültigkeit haben, sind die Personenangaben zeit*raum*bezogen. Kleinere zeitliche Abweichungen sind daher für einige Variablen unvermeidbar.

Einfließen konnten in den Datensatz all diejenigen Betriebsvariablen, die durchgängig von 1996 bis 2004 erhoben wurden. Daneben wurde aus den Personendaten der gesamten BLH-Datei die Altersstruktur des Betriebes hinzugespielt.

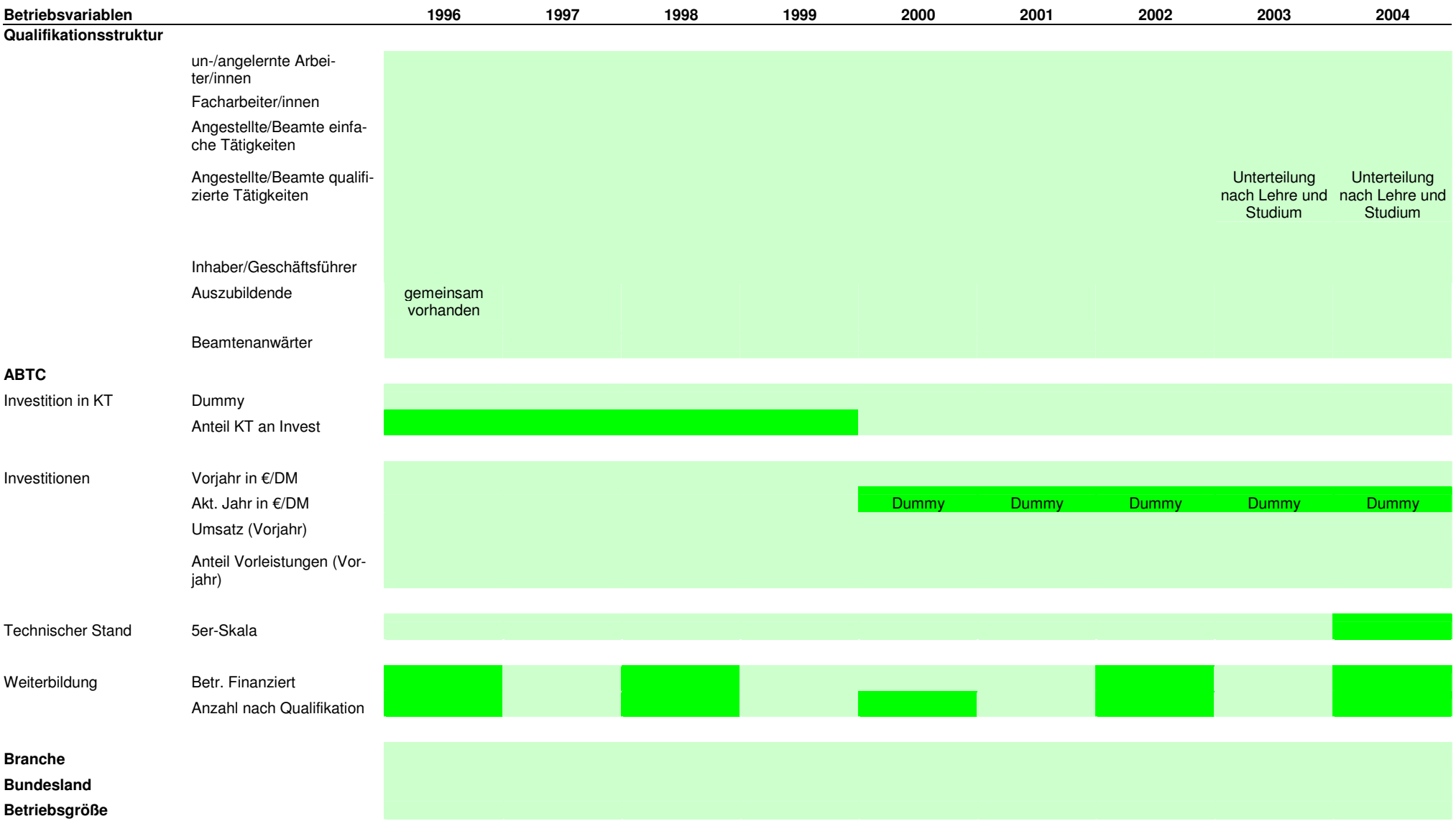
Tab. 5: Kontinuität von Variablen im Verlauf des Betriebspanels 1996 bis 2004



Tab 5: Kontinuität von Variablen im Verlauf des Betriebspanels 1996 bis 2004 – fortgesetzt –

| Betriebsvariablen | | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Anpassungskosten** | | | | | | | | | | |
| Geschäftserwartungen | Änderung Geschäftsvolumen laufendes Jahr | | | | | | | | | |
| | Änderung Geschäftsvolumen kommendes Jahr | | | | | | | | | |
| Anzahl Auszubildende | | | | | | | | | | |
| Überstunden | Dummy | | | | Angabe Vorjahr | | Angabe Vorjahr | Angabe Vorjahr | Angabe Vorjahr | Angabe Vorjahr |
| | Prozent der Beschäftigten | | | | Anteil Besch. bez. ÜS | | Anteil Besch. bez. ÜS | Anteil Besch. bez. ÜS | Anteil Besch. bez. ÜS | |
| | Wie viele Überstunden? | | | | Bezahlte ÜS | | bezahlte ÜS | | | |
| | Anteil bezahlte Überstunden | | | | Bezahlt- Freizeitausgleich – teils | | Bezahlt- Freizeitausgleich – teils | Bezahlt- Freizeitausgleich - teils | Bezahlt- Freizeitausgleich - teils | |
| Befristet Beschäftigte | Dummy | | | | | | | | | |
| | Anzahl | | | | | | | | | |
| | Anzahl Frauen | | | | | | | | | |
| Aushilfen, Praktikanten | Dummy | | | | | | | | | |
| | Anzahl | | | | | | | | | |
| Freie Mitarbeiter | Dummy | | | | | | | | | |
| | Anzahl | | | | | | | | | |
| Leiharbeiter | Dummy | | | | | | | | | |
| | Anzahl | | | | | | | | | |
| **Nachfragesysteme** | Anteil der Beschäftigten | | | | | | | | | |
| | bis 30 Jahren | | | | | | | | | |
| | 31-50 Jahren | | | | | | | | | |
| | 51 Jahre und älter | | | | | | | | | |

Tab 5: Kontinuität von Variablen im Verlauf des Betriebspanels 1996 bis 2004 – fortgesetzt –



#### 3.2.2.1 Institutionelles

Unter den möglichen Variablen, die institutionelle Beschränkungen wiedergeben könnten, konnte die Angabe zur Existenz eines Tarifvertrages einbezogen werden. Die Variable enthält neben der Ausprägung „Branchentarifvertrag“ die Möglichkeit „Haustarifvertrag“ und ist durchgängig einheitlich erhoben.

Zudem konnte die Information, ob ein Betriebs- oder Personalrat vorhanden ist, berücksichtigt werden. Außen vor blieben die Angaben einer möglichen anderen Mitarbeitervertretung als Betriebsrat bzw. Personalrat. Diese Antwortmöglichkeit wird Betrieben erst seit dem Jahr 2003 eingeräumt und kam daher nicht in Betracht.

Problematisch gestaltete sich die Frage, ob ein Betrieb im jeweiligen Jahr dem Kündigungsschutzgesetz unterliegt. Um dem Gesetz folgend die Anzahl der Beschäftigten zu berechnen, muss neben dem Abzug der Auszubildenden auch die Anzahl der Teilzeitbeschäftigten ermittelt werden. Diese wurde im Jahr 2000 nicht erfragt und wurde daher mit Hilfe von Mittelwerten aus dem vorangegangenen und dem Nachfolgejahr geschätzt.[34]

Auch Informationen über staatliche Beihilfen an den Betrieb konnten aufgrund einer im zeitlichen Verlauf uneinheitlichen Befragung im Betriebspanel nicht in die Analyse mit eingehen. So wurde die Inanspruchnahme von Lohnkostenzuschüssen für Ältere nur in den Jahren 1997 und 1998 erfragt. Von 1998 bis einschließlich 2003 sollten die Betriebe Auskunft über Lohnkostenzuschüsse allgemein Auskunft geben.

#### 3.2.2.2 Anpassungskosten

Die für die Anpassung der Arbeitsnachfrage wohl wichtigste Variable, die der Geschäftserwartungen, ist im Betriebspanel durchgängig erhoben und gibt in Prozent die Änderung des Geschäftsvolumens an, die für das laufende Geschäftsjahr gegenüber dem vergangenen erwartet werden. Der Ausblick auf das folgende Jahr taucht im Fragebogen nur in zwei Jahren auf. Als mögliche Anpassungsformen einer geänderten Nachfrage nach Arbeit kann der Anteil der befristet Beschäftigten und der Auszubildenden kontrolliert werden.

Nicht durchgängig erfragt sind dagegen die Überstunden, die sich ebenfalls als Anpassungsmodus bei Nachfrageschwankungen anbieten und damit eine konkurrierende Strategie zur Weiterbeschäftigung von Älteren darstellen. Sie können ebenso wenig in die Auswertung einbezogen werden wie die Anzahl an Aushilfen, Praktikanten, freien Mitarbeitern und Leih-

[34] Eine genaue Darstellung des Geltungsbereiches des KSchG auch im Zeitablauf findet sich in Burgert (2006).

arbeitern, da diese in den Jahren 1999 bis 2001 fehlen. Stattdessen konnte der Anteil der nicht sozialversicherungspflichtig Beschäftigten als Ersatz einbezogen werden.

#### 3.2.2.3 Nachfragesysteme

Zusätzlich zu den Daten, die sich direkt dem Betriebspanel entnehmen ließen, konnte aus der BLH-Datei die zum 30. Juni des jeweiligen Jahres aktuelle Altersstruktur des Betriebes hinzugespielt werden, anhand derer Substitutionsbeziehungen zwischen einzelnen Altersgruppen und den älteren Beschäftigten abschätzbar sind. Die Alterstruktur geht als Anteil der bis 30-Jährigen, der 31- bis 50-Jährigen und der 51-Jährigen und Älteren in den Datensatz ein. Weitere, in der Theorie geläufige Produktionsfaktoren wie der Kapitaleinsatz sind nicht kontrollierbar.

#### 3.2.2.4 Qualifikationsstruktur

Im Betriebspanel durchgängig erhoben sind die Angaben zur Anzahl der ungelernten Arbeiter und Facharbeiter sowie der Angestellten mit einfachen und qualifizierten Tätigkeiten. Sie fließen als Anteile an der Gesaamtzahl der Gesamtzahl der Beschäftigten als Kontrollvariablen in die folgenden Verweildaueranalysen ein.

#### 3.2.2.5 Age biased technological change

Inwieweit der Einzug neuer Technologien in den Betrieb zu einem beschleunigten oder verzögerten Austritt aus dem Erwerbsleben führt, soll anhand von drei Fragen im Betriebspanel untersucht werden. Erstens geht die Angabe ein, ob der Betrieb im vergangenen Jahr Investitionen in Kommunikationstechnik getätigt hat. Die Frage nach dem Anteil solcher Investitionen an den Gesamtinvestitionen wurde erst im Jahr 2000 erstmals erhoben und musste daher unberücksichtigt bleiben. Von einer Einbeziehung von Angaben aus den Vorjahren, die für einen Vergleich mit der bestehenden Literatur wünschenswert gewesen wären, mussten wir absehen, da die Information für neu ins Panel aufgenommene Betriebe nicht beobachtbar gewesen wäre und zu einem Verlust an Spells mit Betriebsinformationen geführt hätte. Stattdessen soll die Angabe zum Stand der technischen Anlagen, die in einer 5er-Skala vorliegt, die längerfristigen Auswirkungen von technischem Fortschritt kontrollieren. Weiterhin kann der Investitionsanteil am Umsatz im Vorjahr als Regressor dienen.

Die Angabe zu Investitionen im aktuellen Jahr konnte ebenso wenig in die Auswertung einfließen wie die Angaben zur betrieblichen Weiterbildung. Die Originalfrage im Panel bezog sich – wenn sie erhoben wurde – jeweils auf das erste Halbjahr. Es war daher nicht möglich, diese Angabe sinnvoll auf andere Jahre zu übertragen, und gleichzeitig eine jährlich einheitliche Interpretation einzuhalten.

#### 3.2.2.6 Sonstige betrieblichen Variablen

Zusätzlich zu den hier auf geführten Variablen geht die Branche in den Datensatz ein. Sie kann als Kontrolle spezifischer konjunktureller Einflüsse und auch unbeobachteter Heterogenität des Gesundheitszustandes dienen. Ausgehend von der Wirtschaftszweigklassifizierung 1993 aus den Personendaten wurde eine Einteilung in 14 Branchen vorgenommen. Technische Probleme waren bei der Vereinheitlichung dieser Branchenvariable insofern zu meistern, als die Brancheneinteilung sich im Jahr 2000 ändert. Soweit dies möglich war, wurden auf Personenebene die Werte aus dem Jahr 2000 auf die Zeit davor übertragen. Für Fälle, in denen die Person zu diesem Zeitpunkt aus dem Datensatz ausgeschieden war, musste eine empirische Lösung angewendet werden. Dazu wurde diejenige Ausprägung der WZ93-Einteilung eingesetzt, die von anderen Personen des Betriebs mit derselben WZ73-Ausprägung am häufigsten gewählt wurde.

Darüber hinaus sind das Bundesland und die Betriebsgröße, gemessen in der Anzahl der Beschäftigten, erklärende Variablen des Austrittsgeschehens.

### 3.2.3 Rechtliche Regelungen

Neben den in den LIAB-Daten selbst enthaltenen Angaben wurden Variablen für die oben beschriebenen Einschränkungen in den Zugangsregeln zur vorgezogenen Altersrente eingeführt. Sie sollen diese in der zweiten Hälfte der 90er Jahre einsetzenden Änderungen kontrollieren und die erschwerten Zugangsmöglichkeiten in die Rente abbilden, die sich in den oben zitierten Studien als wirkungsvolle Maßnahmen zur Verzögerung der Ruhestandsentscheidung erwiesen.

Es wurden daher Dummy-Variablen mit dem Wert „1“ erstellt, wenn die Person zum Zeitpunkt des jeweiligen Spells aufgrund ihres Alters zum Bezug einer vorgezogenen Altersrente schon berechtigt war. Dabei wurde unterschieden, ob der Renteneintritt aufgrund der sich ändernden Altersbeschränkungen abschlagfrei, nur mit Abschlägen oder mit maximalen Abschlägen möglich war. Berücksichtigt wurden alle, im Beobachtungszeitraum relevanten vorgezogenen Rentenzugangsmöglichkeiten, die in Kapitel 2.2.3.1.2 beschrieben wurden. Einschränkend muss erwähnt werden, dass dies wiederum nur eine Annäherung an den tatsächlichen Status sein kann. So lassen sich Abweichungen für den aktuellen Spell nicht vermeiden, weil der Aufbau in Form eines Jahrespanels zu Ungenauigkeiten führen kann. Außerdem ist in den meisten Fällen aus den Daten nicht ersichtlich, ob die neben dem Alter weiteren notwendigen Bedingungen erfüllt sind. Dazu zählen Mindestwartezeiten, Grad der Behinderung oder Mindestpflichtbeitragszeiten.

## 3.3 Selektionsproblematik

Auch wenn der verwendete Datensatz dem bisher in Deutschland vorhandenen Datenangebot zur Auswertung der betrieblichen Nachfrageseite des Erwerbsautritts in vielen Punkten überlegen scheint, so sind auch einige inhärente Schwierigkeiten zu nennen. Sie beziehen sich vorrangig auf die Auswahl der auswertbaren Fälle. Ein Problem bei der Auswertung und Interpretation der Ergebnisse besteht in der Selektivität der Daten. Diese ergibt sich aus mehreren Gründen, die sich zum einen aus der Auswahl der Personen in den beobachteten Betrieben ergibt, zum anderen aus der Auswahl der im Panel befindlichen Betriebe.

### 3.3.1 Selektion auf Personenebene

Die der Personenebene zugrunde liegende Quelle, die BLH, weist nur sozialversicherungspflichtige Beschäftigung auf. Andere Formen der Erwerbstätigkeit, wie selbstständige Tätigkeiten oder Anstellung als Beamtin oder eine abhängige Beschäftigung im Ausland sind nicht beobachtbar. Allerdings verweisen Boockmann und Steffes (2005, S.8) darauf, dass die Daten der BLH rd. 80% der Beschäftigten in Deutschland abdecken.

In den Datensatz gehen aus den Geburtsjahrgängen 1945 und früher naturgemäß nur solche Personen ein, die mindestens einmal nach 1995 einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung nachgegangen sind. Besonders für die frühen Jahrgänge bedeutet dies eine starke Selektion hin zu Personen, die lange Zeit in Beschäftigung verbleiben. Extremfälle, wie 80-Jährige, die noch einer Beschäftigung nachgehen, verdeutlichen den selektiven Charakter der vorliegenden Datenbasis.

Diese Gründe, insbesondere aber der letzte, mahnen zur Vorsicht bei der Interpretation der im folgenden Kapitel dokumentierten deskriptiven Ergebnisse und dem Vergleich mit anderen Studien, die ein ähnliches Auswertungsziel verfolgen. Sie dienen ausschließlich der Beschreibung der vorliegenden Datenbasis.

Um die zuletzt beschriebene Positivauswahl zu mildern, werden im folgenden deskriptiven Kapitel auch Werte ausgewiesen, die sich auf die Altersgruppe der 1996 50- bis 55-Jährigen beschränken. Für die Ergebnisse der Verweildaueranalyse muss daher im Auge behalten werden, dass sich daraus nur Aussagen ableiten, die sich auf die Grundgesamtheit derer beziehen, die im Alter von 50 Jahren und darüber noch sozialversicherungspflichtig beschäftigt sind.

### 3.3.2 Selektion auf Betriebsebene

Ein schwerwiegendes Problem stellt auch die Selektion auf Betriebsebene dar. Diese ergibt sich aus der Auswahl der Betriebe wie sie im IAB-Betriebspanel vorgenommen werden und aus der Tatsache, dass nur Personen mit einem zuzuordnenden Betrieb in das LIAB-Jahrespanel eingehen.

Das IAB-Betriebspanel ist eine geschichtete Stichprobe von Betrieben in Deutschland mit sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten. Die Schichtung basiert auf Größenklassen und Branchen dieser Betriebe[35]. Dabei wird ein Oversampling von Groß- und ein Undersampling von Kleinbetrieben vorgenommen. Diese Gewichtung überträgt sich durch die Verknüpfung mit dem LIAB-Jahrespanel, da Personen nur dann ausgewertet werden können, wenn Betriebsinformationen für sie vorliegen.

Dass Personen nur dann im Datensatz auftauchen, wenn einigermaßen regelmäßig (vgl. vorangegangenes Kapitel zur Datensatzaufbereitung) die Informationen ihres Betriebes erhoben wurden, stellt ein weiteres Selektionsproblem dar. Da der Betriebswechsel von einem Panelbetrieb in einen anderen nur selten vorkommt, stammt ein nicht-repräsentativ hoher Anteil der Beobachtungen von Personen, die lange in einem Betrieb beschäftigt waren. Insofern liegt eine weitere Positivselektion hin zu Personen mit durchgehenden Erwerbsbiografien vor, für die ein längerer Verbleib im Erwerbsleben vermutet werden kann.

## 3.4 Zusammenfassung der Datengrundlage

Der prozessgenerierte Charakter der Personendaten, der auf die Anforderungen der BA zugeschnitten ist, schimmert an vielen Stellen der Analyse durch und lässt Wünsche von Seiten der Wissenschaft offen. So fehlen in dem verwendeten Datensatz folgende, wünschenswerte Angaben:

- *(Renten-) Versicherungsrelevante Informationen*: Zugangsdaten in die Rente, die Art der vorzeitigen Altersrente, Rentenanwartschaften und die von Ehepartnern, Wartezeiten konnten in den Daten so nicht ermittelt werden und mussten – wo möglich approximiert werden.

- *Gesundheit*: Dieses wichtige Eintrittskriterium konnte in den Daten nur als Proxi kontrolliert werden, indem Freistellungszeiten als Indikator für eine gesundheitliche Beeinträchtigung der Erwerbsfähigkeit interpretiert wurden.

- *Familiärer Kontext:* Auch hier fehlen in den zur Verfügung stehenden Variablen die Angaben sowohl zum (Ehe-)partner und dessen evtl. Erwerbsstatus, als auch zu Kindern.

Aus diesen Gründen bietet sich für eine weiterführende Arbeit die Verknüpfung mit den Daten der Rentenversicherer an. Trotzdem bleibt festzuhalten, dass der hier eigens aufbereitete LIAB-Datensatz aus mehreren Gründen einzigartig ist. Er erlaubt dank seiner Tiefe an Betriebsinformationen, der Genauigkeit der prozessgenerierten Personeninformationen und ei-

[35] Vgl. Kölling (2000)

nem beachtlichen Beobachtungsumfang und stellt eine bisher einzigartige Basis zur empirischen Untersuchung von Erwerbstätigkeit im Alter und ihren betrieblichen Einflüssen dar.

# 4 Deskription des Erwerbsaustritts

Im Folgenden soll der zur Verfügung stehende Datensatz zunächst deskriptiv anhand ausgewählter Variabler analysiert werden. Dabei soll der individuelle Austritt aus dem Erwerbsleben zunächst getrennt nach personen-, dann nach betriebsspezifischen Merkmalen univariat untersucht werden. Um einen besseren Einblick in die Auswirkungen der altersselektiven Stichprobenziehung zu gewinnen, zeigen die folgenden Tabellen neben dem Anteil an (Rechts-) Zensurereignissen und den durchschnittlichen, beobachteten Austrittsereignissen für das gesamte Sample auch Angaben für einzelne Altersgruppen.

## *4.1 Austritt nach Personenvariablen*

Im ersten Schritt soll das Überleben in Beschäftigung dargestellt werden. Für den Gesamtdatensatz von knapp 800 000 Personen sind in 37,6 % der Fälle keine Austritte nach dem oben beschriebenen Kriterium zu verzeichnen gewesen. Die Unterteilung nach Altersgruppe illustriert die Auswirkungen der Auswahl von Personen, die trotz fortgeschrittenen Alters noch in Beschäftigung sind. So sinkt der Anteil der bis Ende 2003 in Beschäftigung Befindlichen beim Übergang von den 50-55-Jährigen auf die 56-60-Jährigen stark ab. Für die 1996 Über-60-Jährigen steigt diese Quote auf bis 43,1% bei den Über-65-Jährigen, ein Befund der sich auch nach Kontrolle über die Geschlechts-, Nationalitäten- und Regionalvariable beibehalten lässt. Ausschlaggebend hierfür dürfte die genannte Selektionsproblematik sein: die Auswahl dieser Personengruppe bringt mit sich, dass es sich hier um Personen handelt, die eine geringe Neigung zum Austritt haben. Betrachtet man dagegen die Entwicklung der Zensuranteile nach Kontrolle für die Ausbildung oder den Berufsstatus, so fällt auf, dass sich der Anteil der Zensurereignisse für die besonders Alten[36] in einigen Fällen unter den Gesamtanteil bewegt. Dies lässt sich als Indiz dafür interpretieren, dass die selektive Auswahl auch auf beobachtbaren Variabeln beruht. Auch muss darauf verwiesen werden, dass es sich bei den Altersgruppen ab 61 Jahren um eine im Gesamtdatensatz recht unbedeutende Gruppe handelt. Sie machen nur rd. fünf % aller Personen aus.

[36] Man beachte, dass Personen, die im Jahr 1996 66 Jahre alt waren, im letzten möglichen Austrittsjahr immerhin 73 Jahre alt waren.

Tab. 6: Anteil an nicht beobachteten Austritten nach Altersgruppe im Jahr 1996 und Personenvariablen [in %]

| **Altersgruppe** | **alle** | | **50-55** | | **56-60** | | **61-65** | | **Älter als 65** | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Variable** | **%** | **n** | **%** | **n** | **%** | **n** | **%** | **n** | **%** | **n** |
| **Alle** | **37,6** | **781131** | **45,6** | **545299** | **16,2** | **195548** | **28,6** | **28009** | **43,1** | **12275** |
| **Geschlecht** | | | | | | | | | | |
| Mann | 38,8 | 487782 | 48,0 | 337120 | 15,8 | 124567 | 23,9 | 19347 | 38,8 | 6748 |
| Frau | 35,6 | 293349 | 41,5 | 208179 | 16,9 | 70981 | 39,1 | 8662 | 43,8 | 5527 |
| **Nationalität** | | | | | | | | | | |
| Deutsch | 37,6 | 739502 | 45,6 | 514470 | 16,3 | 186648 | 29,2 | 26387 | 43,3 | 11997 |
| Nicht deutsch | 37,0 | 41629 | 44,1 | 30829 | 15,6 | 8900 | 18,4 | 1622 | 38,1 | 278 |
| **Region** | | | | | | | | | | |
| Ost | 31,7 | 275310 | 38,6 | 199115 | 11,7 | 66007 | 21,8 | 7564 | 34,9 | 2624 |
| West | 40,8 | 505820 | 49,5 | 346184 | 18,6 | 129540 | 31,1 | 20445 | 45,4 | 9651 |
| **Ausbildung** | | | | | | | | | | |
| bis mittlere Reife ohne Berufsausbildung | 32,2 | 124502 | 39,4 | 84282 | 13,6 | 33062 | 27,9 | 4714 | 41,5 | 2444 |
| bis mittlere Reife mit Berufsausbildung | 34,8 | 445950 | 43,1 | 327126 | 10,0 | 104427 | 22,0 | 10718 | 42,8 | 3679 |
| (Fach-)Hochschul-reife ohne Berufsausbildung | 43,0 | 3219 | 56,2 | 2176 | 14,8 | 843 | 13,2 | 167 | 39,4 | 33 |
| (Fach)Hochschulreife mit Berufsausbildung | 40,2 | 15524 | 51,6 | 11045 | 11,3 | 3877 | 13,5 | 465 | 25,5 | 137 |
| Fachhochschul-abschluß | 40,8 | 36809 | 53,1 | 26548 | 9,2 | 9153 | 6,8 | 1022 | 27,9 | 86 |
| Hochschulabschluß | 47,6 | 49442 | 65,0 | 32348 | 16,0 | 14094 | 7,2 | 2749 | 22,3 | 251 |
| fehlt/keine Angabe | 49,5 | 104989 | 52,5 | 61481 | 44,2 | 29755 | 49,2 | 8112 | 45,7 | 5641 |
| **Berufliche Stellung** | | | | | | | | | | |
| Auszubildende | 24,0 | 196 | 32,5 | 80 | 16,8 | 95 | 28,6 | 14 | 14,3 | 7 |
| Einfache Arbeiter | 27,3 | 112060 | 34,5 | 79899 | 8,1 | 28679 | 16,9 | 2859 | 31,1 | 623 |
| Facharbeiter | 27,2 | 100012 | 35,4 | 73822 | 3,8 | 24241 | 7,0 | 1781 | 31,0 | 168 |
| Meister u.a. | 27,4 | 12305 | 38,6 | 8294 | 3,9 | 3557 | 2,4 | 422 | 37,5 | 32 |
| Angestellte | 32,6 | 245662 | 44,7 | 167297 | 6,7 | 69785 | 4,1 | 8011 | 32,3 | 569 |
| Teilzeit<15h | 59,4 | 134466 | 67,0 | 71247 | 52,3 | 40848 | 50,3 | 12979 | 45,8 | 9756 |
| Teilzeit>15h | 41,1 | 174908 | 47,8 | 143953 | 8,4 | 28183 | 28,4 | 1803 | 34,4 | 969 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Um einer verfeinerten deskriptiven Auswertung den möglichen Einfluss individueller wie betrieblicher Variablen auf den Austrittszeitpunkt aus dem Erwerbsleben ausleuchten, wurden zudem Survivor-Funktionen nach dem Kaplan-Meier-Verfahren geschätzt und über die Zeit abgetragen. Darin sind die Austrittsanteile über den Beobachtungsverlauf hinweg abgetragen. Darüber hinaus wurde die Gleichheit dieser Absterbeprozesse für verschiedene Ausprägungen der Variablen jeweils mit Hilfe eines Log-Rank-Tests und eines Wilcoxon-Breslow-Tests überprüft.

Tab. 7: Durchschnittsalter des Austritts aus der Erwerbstätigkeit nach Altersgruppen im Jahr 1996 und Personenvariablen

| | Alle | | 50-55 | | 56-60 | | 61-65 | | Älter als 65 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Variable** | **Alter** | **n** | **Alter** | **n** | **Alter** | **n** | **Alter** | **n** | **Alter** | **n** |
| **Alle** | **59,9** | **487662** | **58,6** | **296865** | **61,1** | **163815** | **64,9** | **20002** | **72,8** | **6980** |
| **Geschlecht** | | | | | | | | | | |
| Mann | 60,1 | 298636 | 58,6 | 175175 | 61,5 | 104859 | 64,8 | 14728 | 72,7 | 3874 |
| Frau | 59,5 | 189026 | 58,5 | 12690 | 60,4 | 58956 | 65,3 | 5274 | 72,9 | 3106 |
| **Nationalität** | | | | | | | | | | |
| Deutsch | 59,9 | 461424 | 58,6 | 279630 | 61,1 | 156307 | 64,9 | 18679 | 72,8 | 6808 |
| Nicht deutsch | 59,4 | 26238 | 57,9 | 17235 | 61,5 | 7508 | 64,8 | 1323 | 71,6 | 172 |
| **Region** | | | | | | | | | | |
| Ost | 59,3 | 188130 | 58,3 | 122194 | 60,3 | 58313 | 65,0 | 5916 | 71,7 | 1707 |
| West | 60,3 | 299531 | 58,7 | 174671 | 61,6 | 105501 | 64,9 | 14086 | 73,1 | 5273 |
| **Ausbildung** | | | | | | | | | | |
| bis mittlere Reife ohne Berufs-ausbildung | 59,8 | 84444 | 58,4 | 51063 | 60,9 | 28554 | 64,9 | 3398 | 73,0 | 1429 |
| Bis mittlere Reife mit Berufsausbildung | 59,6 | 290791 | 58,6 | 186292 | 60,9 | 94026 | 64,6 | 8370 | 72,9 | 2103 |
| (Fach)Hochschulreife ohne Berufsausbildung | 60,7 | 1836 | 58,8 | 953 | 62,1 | 718 | 65,0 | 145 | 72,8 | 20 |
| (Fach)Hochschulreife mit Berufsausbildung | 60,1 | 9287 | 58,7 | 5346 | 61,3 | 3437 | 64,7 | 402 | 72,9 | 102 |
| Fachhochschulabschluß | 60,0 | 21793 | 58,6 | 12463 | 61,5 | 8315 | 64,4 | 953 | 72,8 | 62 |
| Hochschulabschluß | 61,3 | 25910 | 59,1 | 11319 | 62,4 | 11844 | 64,8 | 2552 | 71,1 | 195 |
| fehlt/keine Angabe | 61,0 | 52971 | 58,5 | 29184 | 61,9 | 16602 | 65,9 | 4120 | 72,7 | 3065 |
| **Berufliche Stellung** | | | | | | | | | | |
| Auszubildende | 60,4 | 149 | 58,6 | 54 | 60,1 | 79 | 64,1 | 10 | 74,5 | 6 |
| einfache Arbeiter | 59,1 | 81497 | 58,0 | 52329 | 60,6 | 26344 | 64,3 | 2377 | 72,6 | 429 |
| Facharbeiter | 58,9 | 72776 | 58,0 | 47682 | 60,4 | 23322 | 63,9 | 1656 | 71,3 | 116 |
| Meister u.a. | 59,7 | 8938 | 58,3 | 5089 | 61,1 | 3417 | 63,9 | 412 | 75,1 | 20 |
| Angestellte | 59,8 | 165646 | 58,3 | 92489 | 61,2 | 65088 | 64,3 | 7684 | 72,4 | 385 |
| Teilzeit<15h | 63,1 | 54584 | 60,1 | 23519 | 63,1 | 19313 | 66,1 | 6461 | 72,8 | 5291 |
| Teilzeit>15h | 59,7 | 102948 | 59,1 | 75199 | 60,7 | 25822 | 65,6 | 1291 | 73,2 | 636 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Das Kaplan-Meier-Verfahren stellt eine nicht-parametrische Schätzmethode dar, um die Wahrscheinlichkeit zu bestimmen, dass ein Individuum über einen Zeitpunkt t hinaus überlebt. Überleben ist in dieser Untersuchung gleichbedeutend mit dem Nicht-Beobachten eines Austrittsereignisses. Die Schätzung der Survivor-Funktion S(t) berechnet sich als Produkt der bis zum Zeitpunkt t geschätzten bedingten Verbleibewahrscheinlichkeiten zu jedem Zeitpunkt eines Übergangs oder einer Zensurbeobachtung. Die Schätzfunktion lautet:

$$\widehat{S}(t) = \prod_{j|t_j \le t} \left( \frac{n_j - d_j}{n_j} \right),$$

wobei $n_j$ den Umfang der Risikogruppe zum Zeitpunkt $t_j$ angibt und $d_j$ die Anzahl der Austritte. Die Risikogruppe setzt sich zusammen aus all den Personen, für die zum jeweiligen Zeit-

punkt ein Austritt beobachtet werden kann. Dies schließt Personen aus, die schon zuvor aus der Beobachtung – durch ein Austrittsereignis oder ein Ausscheiden aus der Stichprobe (Rechtszensierung) – ausgeschieden sind, oder solche, die erst nach dem Zeitpunkt in die Stichprobe eingehen (Linkszensierung).

Um Unterschiede zwischen gruppenspezifischen Survivor-Funktionen zu untersuchen, können eine Reihe von Tests durchgeführt werden, die alle nach demselben Prinzip funktionieren: Verglichen wird der *gesamte* Verlauf dieser Survivor-Funktionen über die Auswertungszeit hinweg. Unter der Nullhypothese

$$H_0: S_1(t) = S_2(t) = \ldots = S_r(t),$$

die die Gleichheit der allgemein r Funktionen beinhaltet, ist die Teststatistik $\chi^2$ verteilt mit r-1 Freiheitsgraden. Den Ausgangspunkt stellen Kontingenztabellen für jeden Zeitpunkt dar, in denen für jede Gruppe die Anzahl der Austritte und der Personen in der Risikogruppe abgetragen wird. Eine Beschreibung des Tests folgt im Anhang.

*Geschlecht:* Eine Unterscheidung der Zensuranteile nach dem Geschlecht bringt zum Vorschein, dass Männer deutlich seltener im Beobachtungszeitraum aus dem Erwerbsleben ausscheiden als Frauen. Das Verhältnis kehrt sich jedoch um, wenn man die Kohorten der im Jahr 1996 56-Jährigen und Älteren betrachtet. Für die ausscheidenden Männer lässt sich ein entsprechend höheres durchschnittliches Austrittsalter als bei den Frauen beobachten. Der Vergleich der beiden Überlebensfunktionen in Tab. 31 ergibt ebenfalls, dass sich Frauen signifikant früher aus dem Erwerbsleben zurückziehen.

*Region*: Vergleicht man ältere Arbeitnehmer aus Ost- und Westdeutschland, fällt eine große Differenz zwischen den Landesteilen auf. Danach treten im Beobachtungszeitraum knapp 60 % der Westdeutschen aus dem Erwerbsleben aus, während der Anteil unter den Ostdeutschen über 72% beträgt. Dies drückt sich auch darin aus, dass das durchschnittliche Alter des beobachteten Austritts in den neuen Bundesländern hinter dem Wert für Westdeutschland zurückbleibt. Die Ergebnisse lassen sich auch anhand des optischen und des analytischen Vergleichs der Survivor-Funktionen bestätigen, die auf einen hochsignifikanten Unterschied zwischen den beiden Bevölkerungsgruppen hindeuten.

Bei diesen ersten beiden Variablen handelt es sich um die Merkmale, hinsichtlich derer die multivariate Auswertung später aufgeteilt wird. Angesichts der jeweils deutlichen Unterschiede im Austrittsverhalten lässt sich eine separate Schätzung somit auch empirisch rechtfertigen.

*Nationalität*: Die Unterscheidung nach Staatsangehörigkeit der potentiellen Rentner ergibt, dass Deutsche in jeder Altergruppe geringere Austrittsquoten aufweisen als Personen ohne

deutschen Pass. Für die beobachteten Austrittsfälle lässt sich ein späteres Austrittsalter feststellen.

*Ausbildung*: Uneinheitlicher gestaltet sich die Ausbildungsvariable. Die höchsten Übergangsraten sind für Personen mit niedriger formaler Ausbildung verzeichnen. Dagegen steigen Universitätsabsolventen am seltensten aus dem Erwerbsleben aus. Allerdings steigen die Austrittsquoten von Akademikern mit zunehmendem Alter, während diejenigen von geringer Qualifizierten z.T. deutlich in die Höhe schnellen.

Festzuhalten bleibt auch die Kategorie derjenigen, für die Angaben zum Bildungsabschluss fehlen. Diese Kategorie zahlenmäßig recht bedeutende Gruppe verzeichnet durchgängig ein hohe Zensurquote und ein überdurchschnittliches Austrittsalter auf.

Es lässt sich zusammenfassen, dass Personen mit hohem Bildungsabschluss ein vergleichsweise einheitliches Austrittsalter nahe dem gesetzlichen Renteneintrittsalter wählen, während Personen mit niedrigeren Abschlüssen in höherem Maße früh austreten oder aber das Ende der Erwerbstätigkeit verschieben.

Sowohl der Log-rank-Test und als auch der Wilcoxon-Test in Tab. 33 im Anhang bestätigen die zunächst rein deskriptive Analyse, nach der sich die Austrittsmuster von Personen unterschiedlicher formaler Bildung unterscheiden.

*Berufliche Stellung:* Auch was die berufliche Stellung angeht, unterscheiden sich die Personen der Stichprobe: Während Arbeiter und Meister geringe Verbleibequoten in der sozialversicherungspflichtigen Erwerbstätigkeit aufweisen, ist für einen relativ hohen Anteil der Angestellten kein Austrittsereignis zu beobachten. Dies schlägt sich allerdings nicht in auffallend hohem durchschnittlichem Austrittsalter der Angestellten nieder. Besonders auffällig ist das Austrittsverhalten von Personen mit Teilzeitarbeit, die hier als Kategorie der beruflichen Stellung auftauchen. Sie zeichnen sich durch sehr niedrige Austrittswahrscheinlichkeiten und ein hohes durchschnittliches Austrittsalter aus. Möglicherweise ist dies auf sozialversicherungspflichtige Tätigkeiten von vorzeitigen Altersrentnern zurückzuführen, die – wie oben beschrieben – in ihrem Hinzuverdienst beschränkt sind und daher eine Teilzeitstelle annehmen. Wieder bestätigt die induktive Auswertung diese Ergebnisse: die Testwerte in Tab. 34 (Anhang) zeigen, dass Arbeiter früher als Angestellte den Arbeitsmarkt verlassen.

*Eintritt in den Betrieb*: Eine weitere wichtige Humankapitalvariable stellt das Eintrittsalter in den Betrieb dar. Die Ergebnisse der Kaplan-Meier-Schätzung sind in Abb. 14, die Tests auf Gleichheit der Survivor-Funktionen in Tab.Tab. 35 dargestellt. Danach ergibt sich, dass tendenziell Personen mit einem frühen Eintritt in den Betrieb einer größeren Gefahr des Austritts ausgesetzt sind. Allerdings kann man davon ausgehen, dass die Variable stark mit dem Alter korreliert und erst in einer multivariaten Auswertung verlässliche Ergebnisse hinsichtlich des Einflusses der Betriebszugehörigkeitsdauer zu erwarten sind.

Auch sei daran erinnert, dass die Werte für Ostdeutsche beschäftigte erst mit dem Jahr 1990 beginnen. Dies mag die durchweg höhere Überlebenswahrscheinlichkeit der zwischen 1980 und 1990 in den Betrieb Eingetretenen gegenüber den Personen mit kürzerer Zugehörigkeit erklären.

*Eintritt in das Erwerbsleben:* Wie aus Abb. 15 und Tab. 36 erkennbar ist, sind Personen mit frühem Eintrittsdatum einem höheren Risiko des Austritts ausgesetzt. Dies lässt sich wie im Falle der Betriebszugehörigkeitsdauer durch die Korrelation mit der Altersvariablen erklären. Auch in dieser Unterteilung der Stichprobe ragen die Personen mit einem Eintritt in das Erwerbsleben nach 1990 heraus. Wieder ist aufgrund der zensierten Beobachtungswerte für die ostdeutschen Versicherten davon auszugehen, dass die geringen Werte der geschätzten Survivor-Funktion dieser letzten Kategorie von diesen Unzulänglichkeiten der Daten mit beeinflusst sind. Die anschließende, nach Landerteilen getrennte Hazardraten-Schätzung wird die von der Erwerbsdauer ausgehenden Effekte zuverlässiger ermitteln können.

*Tagesentgelt:* Der Einfluss des Tagesentgeltes ist theoretisch zunächst unbestimmt. Einerseits erhöht er die Opportunitätskosten des Austritts für den Versicherten, andererseits steigt c.p. das Interesse des Betriebes, diesen

Abb. 16 gibt die Ergebnisse der Survivor-Funktionen getrennt nach Klassen des imputierten Tagesentgeltes wider. Danach sind die Überlebenswahrscheinlichkeiten von Geringverdienern zu jedem Zeitpunkt am niedrigsten. Zu beachten ist, dass es sich hierbei um eine zeitveränderliche Varibale handelt, die Kurven demnach den Absterbeprozess einer Personengruppe beschriebt, die durchgängig in einer der Einkommensklassen bleibt. Tab. 37 enthält Tests, die den visuellen Eindruck der Abb. 16 bestätigen.

*Aktuelle Freistellung:* Um für den Gesundheitszustand zu kontrollieren, wurde eine Dummy-Variable gebildet, die angibt, ob eine Person in den beiden Jahren vor dem aktuellen Spellende einen Freistellungszeitraum aufwies. Hier zeigen sich deutlich die in anderen empirischen Untersuchungen nachgewiesenen Effekte. Nach Abb. 17 bleiben Personen mit einer solchen Unterbrechung mit wesentlich geringerer Wahrscheinlichkeit dem Arbeitsmarkt erhalten als ihre Kollegen, die keine aktuellen Freistellungszeiten aufzuweisen hatten. Die Tests in Tab. 38 auf Gleichheit der Survivor-Funktionen kommen zu demselben Ergebnis. Wieder ist anzumerken, dass es sich nicht um eine zeitkonstante Variable handelt und damit nur wenige Ausnahmefälle beschreibt.

## 4.2 Austritt nach Betriebsvariablen

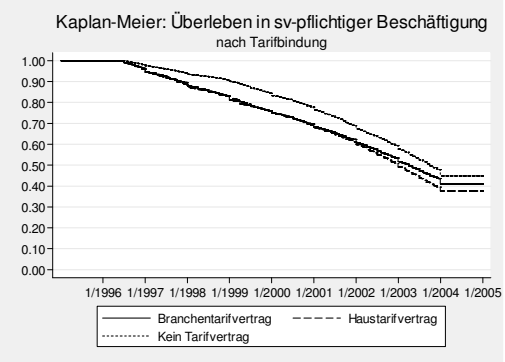
Eine vergleichbare Darstellung der Zensurquote und des durchschnittlichen beobachteten Austrittsalter, wie sie für die Personenvariablen aufgeführt war, erscheint für die Betriebsvariablen nicht sinnvoll, da es sich meist um zeitlich veränderliche Variablen handelt und der Bezug auf einen einzelnen, beliebig gewählten Zeitpunkt nicht aussagekräftig erscheint. Stattdessen werden hier Kaplan-Meier-Schätzungen für die einzelnen Ausprägungen der betrieblichen Variablen dargestellt und die Differenzen der Survivor-Funktionen getestet. Zu beachten ist, dass es sich dabei in der Regel nicht um den Vergleich realer Beobachtungen handelt, sondern um den Vergleich hypothetischer Gruppen, die durchgängig dieselben Werte der Betriebsvariablen aufweisen.

### 4.2.1 Institutionelles

Zunächst soll der Block der Variablen beschrieben werden, die auf institutionelle Hindernisse bei der betrieblichen Entscheidung gegen eine Weiterbeschäftigung von Älteren hindeuten.

*Tarifbindung:* In der univariaten Analyse bestätigen sich die Erwartungen nicht, dass die Existenz eines Betriebsrates die Verbleibewahrscheinlichkeiten Älterer im Betrieb erhöht. Wie aus Abb.4 ersichtlich, liegt die Survivor-Funktion von Personen, die in einem Betrieb ohne jede Tarifbindung arbeiten, deutlich über denen von „geschützten“ Arbeitnehmern in Betrieben mit Branchen- oder Haustarifvertrag. Auch die Tests aus Tab. 8 unterstreichen mit ihrem signifikanten Ergebnis den Unterschied der Schätzfunktionen. Allerdings kann vermutet werden, dass dieses Ergebnis nicht ursächlich durch das Kriterium „Tarifvertrag“ angelastet werden kann, sondern auf Korrelationen mit weiteren Einflussgrößen zurückzuführen ist. Die multivariate Hazardraten-Schätzung wird diesen Aspekt erhellen können und zeigen, ob der Zusammenhang auch nach Kontrolle für weitere Regressoren dieselbe Richtung aufweist.

Abb. 4 und Tab. 8: Kaplan-Meier-Schätzung und Test auf Gleichheit – Tarifbindung

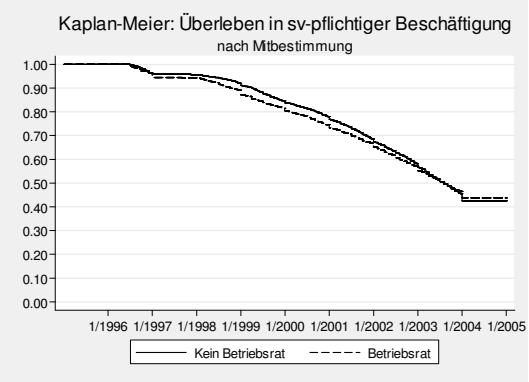



| | Events Observed | Events expected | Sum of Ranks |
|---|---|---|---|
| **BranchenTV** | **248742** | **245461,35** | **3,082e+09** |
| **Haustarif/FirmenTV** | **46305** | **42976,63** | **1,255e+09** |
| **Kein Tarifvertrag** | **32542** | **39151,02** | **-4,337e+09** |
| **Total** | **327589** | **327589,00** | |
| **Log-rank test** | | | |
| **Chi2(2)** | **1433,82** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |
| **Wilcoxon(Breslow)** | | | |
| **Chi2(2)** | **2406,45** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

*Mitbestimmung*: Unterscheidet man zwischen Personen, die in einem Betrieb mit Betriebsrat beschäftigt waren, und solchen in Betrieben ohne Arbeitnehmervertretung, wiederholt sich der zunächst unerwartete Befund, der sich für die Tarifvertragsvariable ergeben hatte. In Betrieben ohne Betriebs- oder Personalrat scheint die Wahrscheinlichkeit des Überganges aus der Erwerbstätigkeit geringer als in solchen mit einer Interessenvertretung der Beschäftigten, auch wenn die absoluten Differenzen über den Zeitverlauf hinweg gering erscheinen. Diese Ungleichheit der Übergangsraten ist nach dem Log-rank- und dem Wilcoxon-Test auch hoch signifikant.

Abb. 5 und Tab. 9: Kaplan-Meier-Schätzung und Test auf Gleichheit – Mitbestimmung

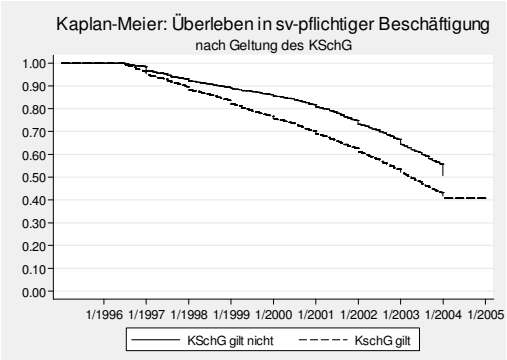



| | Events observed | Events expected | Sum of ranks |
|---|---|---|---|
| **Kein Betriebsrat** | **39852** | **41209,25** | **-1,589e+09** |
| **Betriebsrat** | **236277** | **234919,75** | **1,589e+09** |
| **Total** | **276129** | **276129,00** | |
| **Log-rank test** | | | |
| **Chi2(1)** | **53,15** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |
| **Wilcoxon(Breslow)** | | | |
| **Chi2(1)** | **366,95** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

*Kündigungsschutz*: Auch für die Geltung des KSchG ergeben sich aus dem Vergleich keine positiven Effekte für den Verbleib Älterer in Erwerbstätigkeit. Personen aus Betrieben, für die der Kündigungsschutz galt, hatten eine signifikant geringere Wahrscheinlichkeit des Übergangs (vgl. Abb. 6 und Tab. 10).

Abb. 6 und Tab. 10: Kaplan-Meier-Schätzung und Test auf Gleichheit – Kündigungsschutz



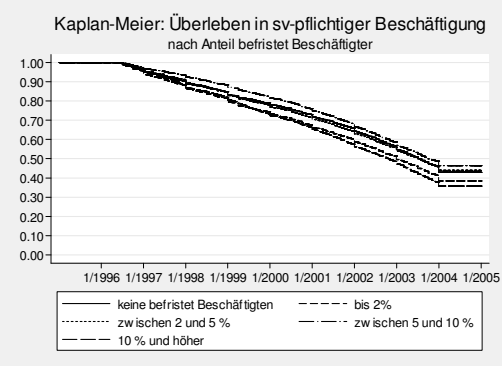

| | Events observed | Events expected | Sum of ranks |
|---|---|---|---|
| **Kein KSchG** | **3159** | **4513,74** | **-6,991e+08** |
| **KSchG** | **325992** | **324637,26** | **6,991e+08** |
| **Total** | **329151** | **329151,00** | |
| **Log-rank test** | | | |
| **Chi2(1)** | **416,77** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |
| **Wilcoxon(Breslow)** | | | |
| **Chi2(1)** | **469,04** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

### 4.2.2 Anpassungskosten

Anteil befristet Beschäftigter: Als Vertreter der Variablen, die alternative Anpassungsformen an geänderte betriebliche Nachfrage nach Arbeitskräften darstellen, deutet sich für den Anteil der befristet Beschäftigten im Betrieb ein Indiz dafür an, dass die Weiterbeschäftigung Älterer von der Möglichkeit beeinflusst wird, statt der Älteren andere, möglicherweise kostengünstigere Formen der Anpassung zu verfolgen. Dies zeigt sich daran, dass Betriebe mit geringerem Anteil solcher Beschäftigter eine höhere als die zu erwartende Anzahl an Austritten aufweisen. Wieder zeigen die beiden Tests signifikante Unterschiede für die hier zusammengefassten Kategorien des Anteils befristet Beschäftigter (vgl. Abb. 7 und Tab. 11).

Abb. 7 und Tab. 11: Kaplan-Meier-Schätzung und Test auf Gleichheit – Anteil befristet Beschäftigter

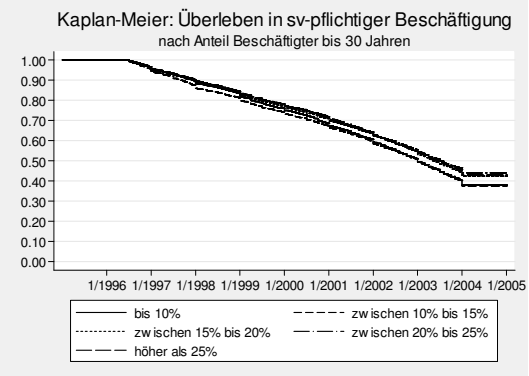



Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

| | Events observed | Events expected | Sum of ranks |
|---|---|---|---|
| **Keine befr. Beschäftigten** | **55540** | **59630,10** | **-2,041e+09** |
| **Anteil<2%** | **88231** | **80878,23** | **4,468e+09** |
| **2%<Anteil<5%** | **65475** | **70420,65** | **-2,190e+09** |
| **5%<Anteil<10%** | **42060** | **50640,55** | **-4,843e+09** |
| **Anteil>10%** | **80742** | **70478,47** | **-4,606e+09** |
| **Total** | **332048** | **332048,00** | |
| **Log-rank-test** | | | |
| **Chi2(4)** | **4294,04** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |
| **Wilcoxon (Breslow)** | | | |
| **Chi2(4)** | **4599,14** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |

### 4.2.3 Altersstruktur

Abb. 8 und Tab. 12: Kaplan-Meier-Schätzung und Test auf Gleichheit – Anteil bis-30-jähriger Beschäftigter




| Log-rank-test | Events observed | Events expected | Sum of Ranks |
|---|---|---|---|
| **Anteil<10%** | **72194** | **67501,63** | **1,601e+09** |
| **10%<Anteil<15%** | **69503** | **63225,42** | **3,420e+09** |
| **15%<Anteil<20%** | **75936** | **78954,73** | **-1,340e+09** |
| **20%<Anteil<25%** | **57030** | **61220,33** | **-1,677e+09** |
| **Anteil>30%** | **57385** | **61145,90** | **-2,004e+09** |
| **Total** | **332048** | **332048,00** | |
| **Log-rank-test** | | | |
| **Chi2(4)** | **1605,96** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |
| **Wilcoxon (Breslow)** | | | |
| **Chi2(4)** | **1408,66** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |

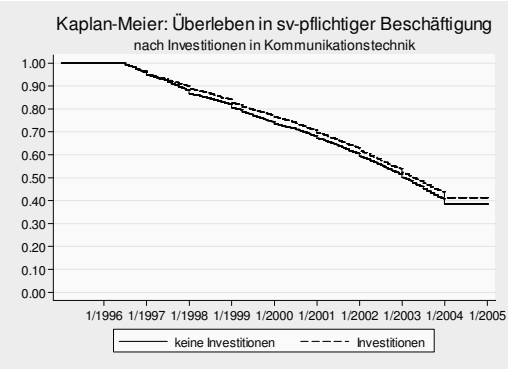
Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

*Anteil der Bis-30-Jährigen:* Für die These, dass sich die ältere Belegschaft von Jüngeren aus dem Betrieb und mangels Wiederbeschäftigungsmöglichkeiten auch aus der Erwerbstätigkeit drängen lassen, findet sich in den deskriptiven Ergebnissen kein Anhaltspunkt. Gerade in Betrieben mit hohem Anteil an jungen Kollegen bleiben die beobachteten Austrittsereignisse hinter den erwarteten zurück. Die in Tab. 12 dargestellten Tests auf Gleichheit der Austrittsprozesse für hypothetische Personengruppen weist einen hochsignifikanten Unterschied nach.

### 4.2.4 Age biased technological change

*Investitionen in Kommunikationstechnik:* Auch die Vermutung einer altersverzerrten technischen Fortschritts zuungunsten Älterer lässt sich, zumindest was den kurzfristigen Effekt von Investitionen in EDV angeht, nicht erhärten: Für Personen, die im Zeitablauf ununterbrochen in einem Betrieb beschäftigt waren, der in Kommunikationstechnik investierte, liegt die Survivorfunktion im gesamten Beobachtungszeitraum über der der Beschäftigten nichtinvestierender Betriebe. Die Tests in Tab. 13 bestätigen das Ergebnis wieder.

Abb. 9 und Tab. 13: Kaplan-Meier-Schätzung und Test auf Gleichheit – Investitionen in Kommunikationstechnik

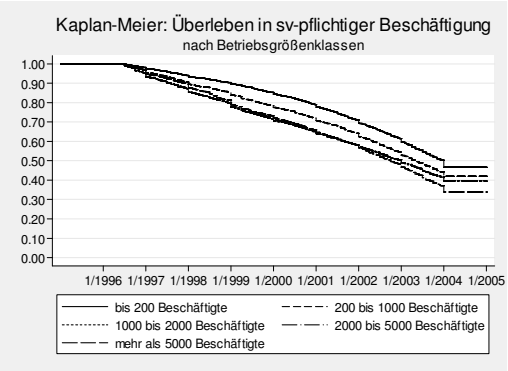



| | Events observed | Events expected | Sum of Ranks |
|---|---|---|---|
| **keine Investitionen** | **74003** | **68873,09** | **2,817e+09** |
| **Investitionen** | **253137** | **258266,91** | **-2,817e+09** |
| **Total** | **327140** | **327140,00** | |
| **Log-rank test** | | | |
| **Chi2(1)** | **491,04** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |
| **Wilcoxon(Breslow)** | | | |
| **Chi2(1)** | **559,12** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

*Betriebsgröße:* Auch für die Betriebsgröße lassen sich Unterschiede im Austrittsverhalten finden. Abb. 10 mit ihren Survivor-Funktionen für verschiedene Betriebsgrößenklassen und Tab. 14, die die dazugehörigen Tests darstellen, weisen darauf hin, dass zum einen die Zugehörigkeit zu einem kleinen Betrieb für die Personen im Datensatz mit einer höheren Überlebenswahrscheinlichkeit einhergeht. Zum anderen sind diese Ergebnisse nach den beiden angeführten Tests statistisch signifikant.

Abb. 10 und Tab. 14: Kaplan-Meier-Schätzung und Test auf Gleichheit – Betriebsgröße in Anzahl Beschäftigten




Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

| | Events observed | Events Expected | Sum of Ranks |
|---|---|---|---|
| **Anzahl<200** | **53233** | **68003,35** | **-8,852e+09** |
| **200<Anzahl<1000** | **117295** | **122510,77** | **-3,357e+09** |
| **1000< Anzahl <2000** | **63858** | **56607,42** | **5,249e+09** |
| **2000< Anzahl <5000** | **49110** | **43833,97** | **3,857e+09** |
| **Anzahl >5000** | **48552** | **41092,49** | **3,102e+09** |
| **Total** | **332048** | **332048,00** | |
| **Log-rank-test** | | | |
| **Chi2(4)** | **6438,49** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |
| **Wilcoxon (Breslow)** | | | |
| **Chi2(4)** | **9280,57** | | |
| **Pr>chi2** | **0,0000** | | |

## *4.3 Zusammenfassung der deskriptiven Auswertung*

Schon in der univariaten Analyse lassen sich Hinweise auf deutliche Unterschiede im Austrittsverhalten feststellen. Zwar sind die hier vorgestellten Ergebnisse nicht dazu geeignet, als Effekt der jeweiligen erklärenden Variablen interpretiert zu werden, doch die jeweils hoch signifikanten Unterschiede im Vergleich der Austrittsprozesse deuten darauf hin, dass sich die in diesem Kapitel aufgeführten erklärenden Variablen als einflussreich für die Erklärung des individuellen Austrittsereignisses erweisen. Zentrale Hypothesen des zweiten Kapitels wie der Einfluss neuer Technologien, die Bedeutung von Anpassungskosten und der Altersstruktur konnten untermauert werden. Dagegen sprechen die Ergebnisse für die institutionellen Rahmenbedingungen des Betriebes bislang nicht für die oben beschrieben Hypothesen.

Um die Wirkungen der einzelnen konkurrierenden Variablen zu schätzen, schließt sich eine multivariate Analyse an. Das dazu verwendete Cox proportional hazard rate Modell wird daher im nächsten Kapitel beschrieben, bevor die Darstellung und Diskussion seiner Ergebnisse folgt.

# 5 Verweildaueranalyse zur Modellierung des Erwerbsaustritts

Als Annäherung an den Renteneintritt soll der Austritt aus dem Erwerbsleben untersucht werden. Zur empirischen Analyse von Fragestellungen, die den Verbleib in oder den Übergang zwischen Zuständen zum Ziel haben, hat sich in den vergangenen Jahrzehnten ein ganzes Gebiet von Auswertungsmethoden entwickelt. Diese Verfahren der Verweildaueranalyse haben,

nachdem sie zunächst meist für medizinische Fragestellungen verwendet wurden[37], Einzug auch in die empirische wirtschaftswissenschaftliche Forschung gehalten. Mittels solcher Verfahren werden Spelldaten analysiert und Bestimmungsgründe für Statuswechsel im zeitlichen Verlauf quantifiziert. Im Folgenden soll ein kurzer Überblick über die gängigen ökonometrischen Methoden der Verweildaueranalyse gegeben und dabei die Verwendung des Cox Proportional Hazardratenmodells begründet werden.

## 5.1 Modellansatz

Zentrales Ereignis ist der Übergang in die Rente. Der Zeitpunkt dieses Übergangs wird durch die Variable T ausgedrückt. T stellt dabei eine stetige Zufallsvariable dar, deren Verteilung die Dichtefunktion *f(t)* und die Verteilungsfunktion $F(t) = Pr(T \leq t)$ beschreiben. Die Verteilungsfunktion gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass das Ereignis des Austritts aus dem Erwerbsleben bis zum Zeitpunkt t statt findet. Neben der Verteilungs- und Dichtefunktion des Übergangszeitpunktes haben sich andere Konzepte zur Beschreibung des Prozesses eingebürgert. Ihre Bedeutung und der Zusammenhang zwischen den verschiedenen Konzepten soll im Folgenden erklärt werden.

Eng angelehnt an die Verteilungsfunktion *F(t)* ist die Survivor-Funktion *S(t)*. Sie gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass sich eine Person zum Zeitpunkt *t* den Übergang noch nicht vollzogen hat und sich noch in Beschäftigung befindet. *S(t)* ergibt einfach als

$$S(t) \equiv 1 - F(t) = P(T > t) .$$

Die Survivor-Funktion ist eine in *t* monoton abnehmende Funktion, die zum Zeitpunkt $t = 0$ den Wert 1 annimmt und auf 0 absinkt, sobald alle Individuen den Statusübergang vollzogen haben. Es lässt sich zeigen, dass sich die durchschnittliche Verweildauer im Ausgangszustand als das Integral über die Survivor-Funktion $\int_0^\infty S(u)du$ darstellen lässt.

Eine weitere gängige Darstellungsweise ist die Hazardrate $\theta(t)$. Sie beschreibt die bedingte Dichte des Übergangs (hier: aus der Beschäftigung), gegeben die Person hat sich bis zum Zeitpunkt t in der „Risikogruppe“ (hier: der Erwerbstätigen) befunden. Die Hazardrate lässt sich darstellen als

---

[37] Aus diesem Grund begegnet man neben der Bezeichnung *Verweildaueranalyse* in der Literatur auch dem synonymen Begriff der *Überlebensanalyse*. Die *Ereignisanalyse* – obwohl gelegentlich auch verwendt – bezeichnet dagegen alle Verfahren, die das Eintreten definierter Ereignisse erklären sollen, so z.B. auch die Zähldatenmodelle.

Anwendungsbeispiele sind neben dem Verbleib in der Arbeitslosigkeit auch Analysen der Streikdauer oder bevölkerungsökonomische Fragestellungen wie Untersuchungen des Zeitpunktes der Geburt des ersten Kindes.

$$\theta(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \le T < t + \Delta t \,|\, T \ge t)}{\Delta t} .$$

Der Ausdruck kann dann demnach interpretieren werden als eine bedingte Dichte der Übergangsvariablen T an der Stelle t, gegeben, dass bis zum Zeitpunkt t dieser Übergang noch nicht stattgefunden hat. Die zentrale Bedeutung des Konzepts der Hazardrate ergibt sich daraus, dass Verweildaueranalysen trotz ihrer interpretatorischen Sperrigkeit die Erklärung der bedingten Hazardrate $\theta(t|x)$ zum Ziel haben, während in anderen regressionsanalytischen Methode das zentrale Auswertungsinteresse meist in der Bestimmung von $E(T|x)$ liegt.

## 5.2 Spezifikation des Hazardratenmodells

Im Folgenden soll anhand einer Charakterisierung dieser gängigen Methode der Verweildaueranalyse die Wahl des Cox Proportional Hazardrate Modells erläutert werden, indem Vorzüge und Probleme des Schätzansatzes dargestellt werden.

Die zentrale Annahme aller proportionalen Hazardraten-Modelle besagt, dass sich die individuelle Hazardrate in zwei Faktoren separieren:

$$\theta(t) = \theta_0(t, \alpha)\phi(x, \beta) .$$

Dabei bezeichnet $\theta_0$ die Baseline-Hazardrate, die unabhängig von den untersuchten Individuen ist und ein zeitabhängiges Maß für das Grundrisiko des Übergangs darstellt. Sie hängt ausschließlich vom Zeitindex $t$ und gegebenenfalls den Parametern $\alpha$ einer zuvor unterstellten funktionellen Form der Baseline-Hazardrate ab. Die Interpretation des (zeitlichen Verlaufs) dieses Terms ähnelt der des Absolutterms in der linearen Regression: Nur bei geeigneter Skalierung der Regressoren kann sein Wert Gegenstand einer sinnvollen Interpretation sein.[38] Was funktionalen Annahmen bezüglich der Baseline-Hazardrate angeht, so hat sich neben der polynomialen Ausgestaltung der funktionalen Form insbesondere eine nicht-parametrische Schätzung etabliert. Näheres dazu soll Gegenstand des Kapitels 3.3.3 dargestellt werden.

Gewöhnlich wird der individuelle Teil dieser Hazardratenfunktion als $\phi(x, \beta) = \exp(x'\beta)$ parametrisiert. Interpretatorisch vorteilhaft an Proportionalen Hazardraten-(PH)-Modellen ist die Unabhängigkeit des individuellen Parts der Hazardrate vom Zeitindex. So lassen sich die zentralen Ergebnisse der Schätzung, die Parameter $\beta$, zeitunabhängig interpretieren: Die PH-Annahme impliziert nämlich, dass sich absolute Unterschiede in der Ausprägungen von X zu jedem Zeitpunkt $t = \bar{t}$ als proportionale Änderung der individuellen Hazardrate auffassen lassen. Die Relation zwischen zwei individuellen Hazardraten lautet daher

---

[38] Vgl. Jenkins (2005)

$$\frac{\theta(\bar{t}, x_i)}{\theta(\bar{t}, x_j)} = \exp\left[\beta' x_{ik} - \beta' x_{jk}\right].$$

Für zwei Individuen mit bis auf $x_k$ identischen Kovariaten, also $x_{im} = x_{jm}$ für alle $m \in \{1,\ldots K \backslash k\}$ gilt für den Koeffizienten $\beta_k$, dass

$$\frac{\theta(\bar{t}, x_i)}{\theta(\bar{t}, x_j)} = \exp\left[\beta_k \left(x_{ik} - x_{jk}\right)\right].$$

Der Term $exp\ \beta_k$, der sich in den folgenden Ergebnistabellen wieder findet, wird daher auch als „hazard ratio" bezeichnet und kennzeichnet die proportionale Änderung der Hazardrate, die mit einer Änderung der zugehörigen Hintergrundvariable um eine Einheit einhergeht. Aufgrund der Eigenschaft von $\beta_k = \partial \log \theta(t, x) / \partial x_k$ wird der Parameter auch als Elastizität der Hazardrate in Bezug auf die logarithmierte Variable $x_k \equiv \log z_k$ interpretiert.

Eine weitere Implikation der PH-Annahme ist die, dass für Personen mit identischen Kovariaten $x = \bar{x}$ aber unterschiedlichen Verweildauern die Relation der Hazardraten einzig von den Baseline-Hazardraten zu den verschiedenen Zeitpunkten u und t abhängt:

$$\frac{\theta(t, \bar{x})}{\theta(u, \bar{x})} = \frac{\theta_0(t)}{\theta_0(u)}.$$

Je nach Datengrundlage unterscheidet man zwischen stetigen und diskreten Modellen. Die meisten sozialwissenschaftlichen Daten liegen aufgrund der Erhebungsweise nur in diskreter Ausprägung vor. So werden Übergangszeitpunkte nur in groben Zeitintervallen berichtet. Liegen die Daten zur Verweildauer trotz grundsätzlich stetiger Natur der Daten nur in diskreter Form vor oder können die Daten von vornherein nur diskrete Ausprägungen der Verweildauer annehmen, so bietet es sich an, das oben beschriebene Modell auch für diese Datengrundlage abwandeln. In solchen diskreten Modellen wird dann nicht wie im stetigen Fall die bedingte Dichte des Übergangs zu einem Zeit*punkt*, sondern die bedingte Wahrscheinlichkeit des Übergangs innerhalb eines Zeit*raumes* geschätzt.

Im vorliegenden Fall des LIAB ist die Art der Gruppierung je nach Variable unterschiedlich. Die Betriebsdaten sind aufgrund des jährlichen Zyklus nur in diesem Turnus erhoben. Daten zum Erwerbsverlauf und damit auch die Verweildauervariable *t* sind aufgrund der tagesgenauen Erfassung von Beginn und Ende einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung allerdings nahezu stetig. Es wurde daher für die Analyse eine Methode zur Untersuchung stetiger Verweildauerdaten verwendet.

## 5.3 Das Cox Proportional Hazard rate-Modell

Parametrische Hazardratenmodelle haben den Vorteil, dass sie mittels Maximum Likelihood-Verfahren zu schätzen sind. Allerdings liefern sie inkonsistente Ergebnisse für den Fall einer Fehlspezifikation bezüglich der zugrunde gelegten parametrischen Form der Hazardrate. Wie in den Kapiteln 2.1 und 2.2.3 angeführt, kann ein solcher idealer Verlauf der Hazardrate für das Austrittsverhalten nicht von vornherein angenommen werden. Es ist daher ein besonderer Vorzug des verwendeten Cox Proportional Hazardratenmodell, dass es ohne solche strengen Annahmen auskommt. Stattdessen ermittelt man die Baseline-Hazardrate in diesem Modellrahmen nichtparametrisch. Es wird daher auch als semiparametrisch bezeichnet und hat sich zu einer Standardmethode in der Verweildaueranalyse entwickelt.

### 5.3.1 Partial- Likelihood- Schätzung

Anders als bei parametrischen Schätzverfahren der Verweildaueranalyse verwendet das Cox-Modell keine ML-Schätzung zur Bestimmung der Koeffizienten $\beta$. Stattdessen wird für jeden Zeitpunkt eines Übergangs $t_j$ für die bis dahin verbliebene Risikomenge $R(t_j)$ die *Partial Likelihood* (PL) maximiert. Die Methode soll im Folgenden kurz erläutert werden.

Zunächst bezeichnen $t_1 < t_2 < t_3 < \ldots < t_j < \ldots < t_k$ die geordneten Übergangsdauern bei einem Beobachtungsumfang von $N \geq k$. Als Risikomenge $R(t_j)$ wird die Menge an Individuen definiert, die direkt vor jedem Zeitpunkt $t_j$ den Statuswechsel noch nicht vollzogen hat und daher noch dem Risiko des Übergangs ausgesetzt ist. Als $D(t_j)$ sei die Menge der Individuen bezeichnet, die zum Zeitpunkt $t_j$ aus der Risikomenge austritt. Mit $d_j$ sei die Anzahl der Individuen bezeichnet, für die in $t_j$ das untersuchte Ereignis der Renteneintritt stattfindet. Es können demnach mehrere Personen gleichzeitig übertreten.

Die Wahrscheinlichkeit, dass genau der Spell der Person j derjenige ist, der in aus der Risikomenge fällt, ergibt sich dann als die einzelne bedingte Wahrscheinlichkeit des Übergangs dividiert durch die Summe der Wahrscheinlichkeiten, dass die anderen Individuen der Risikomenge den Wechsel nicht vollziehen:

$$P(T_j = t_j \,|\, R(t_j)) = \frac{P(T_j = t_j \,|\, T_j \geq t_j)}{\sum_{l \in R(t_j)} P(T_l = t_l \,|\, T_l \geq t_j)}$$

$$= \frac{\theta_j(t_j \,|\, x_j, \beta)}{\sum_{l \in R(t_j)} \theta_l(t_j \,|\, x_l, \beta)}$$

Aufgrund der PH-Annahme lässt sich der Term um den Ausdruck der Baseline-Hazardrate vereinfachen, wobei $\phi(x_j, \beta)$ wieder als $\exp(x_j'\beta)$ spezifiziert wird.

$$P(T_j = t_j \,|\, R(t_j)) \qquad = \frac{\phi(x_j, \beta)}{\sum_{l \in R(t_j)} \phi(x_l, \beta)}$$

Damit lässt sich der Koeffizientenvektor $\beta$ aufgrund der PH- Annahme schätzen. Erschwert wird die Analyse bei gruppierten Spelldaten und Massendaten typischerweise durch gleichzeitig auftretende oder gleichzeitig beobachtete Übergänge. Nach Breslow und Peto (vgl. Cox und Oakes (1984)) kann die oben bestimmte bedingte Wahrscheinlichkeit des Übergangs von Individuum j dann näherungsweise dargestellt werden als:

$$P(T_j = t_j \,|\, j \in R(t_j)) \;\cong \frac{\prod_{m \in D(t_j)} \phi(x_m, \beta)}{\left[\sum_{l \in R(t_j)} \phi(x_l, \beta)\right]^{d_j}}$$

Cox hat das gemeinsame Produkt dieser Wahrscheinlichkeiten des Austritts genau der Person(en) aus der Risikogruppe als PL-Funktion definiert (Vgl. Cameron und Trivedi (2005), S. 595 f.). Sie ergibt sich als

$$L_p(\beta) \qquad \cong \prod_{j=1}^{k} \frac{\prod_{m \in D(t_j)} \phi(x_m, \beta)}{\left[\sum_{l \in R(t_j)} \phi(x_l, \beta)\right]^{d_j}}$$

Die in $\phi(x_m, \beta)$ spezifizierte PL-Funktion lässt sich logarithmiert bezüglich der Parameter β iterativ maximieren wie es aus in der ML-Schätzung bekannt ist. Nach Schätzung der Koeffizienten lässt sich die Baseline-Hazardrate nichtparametrisch ähnlich dem Kaplan-Meier-Verfahren schätzen.

### 5.3.2 Eigenschaften der PL-Schätzung

Aufgrund der PH-Annahme ließ sich der Term der Baseline-Hazardrate aus der PL-Funktion herauskürzen. Der Schätzansatz beruht daher nicht auf vollständiger Information und ist daher nur ein LIML-Schätzer. Er zog damit die Kritik von Forschern auf sich, die der FIML-Spezifikation von parametrischen Verweildauermodellen den Vorzug gaben. Allerdings konnte gezeigt werden, dass die PL-Schätzung konsistent und asymptotisch normalverteilt ist (Andersen *et al.* (1993)). Zudem ist die Schätzung asymptotisch äquivalent mit der Maximum-Likelihood-Schätzung der vollständigen Likelihood-Funktion (Bailey 1984).

### 5.3.3 Interpretation und Diagnose

Wie in der Beschreibung der PH-Modelle allgemein schon erwähnt, sind die exponierten Koeffizienten zu interpretieren als Faktor, um den sich die Hazardrate verändert, wenn sich der Wert des zugehörigen Regressors um eine Einheit erhöht. Zudem muss erwähnt sein, dass das

Cox Proportional Hazardratenmodell kein Absolutglied schätzt, da dieses nicht identifiziert ist (vgl. Clewes *et al.* (2004), S. 123).

Neben den zentralen empirischen Ergebnissen lassen sich einige Tests durchführen, die in der Literatur unter dem Namen „Test des Proportional Hazard Annahme“ aufgeführt werden. Allerdings leitet diese Bezeichnung in die Irre, da sie statt die dem PH-Modell zugrunde liegende Annahme zu überprüfen, Tests der Modellparametrisierung darstellen und untersuchen, ob die Einbeziehung eines höheren Polynoms der Regressoren zusätzliche Erklärungskraft bietet.

### 5.3.4 Zensierung

Zu erläutern bleibt noch, wie die eine zeitliche Zensierung der Variablen auf die Schätzung wirkt: Zunächst sind drei Formen zeitlicher Zensierung vorstellbar und aufgrund des großen Datensatzes und der Stichprobenauswahl auch sicher anzutreffen. Personen, die dem Risiko des Übergangs bereits vor dem Beginn des Beobachtungszeitraums ausgesetzt waren, liefern *linkszensierte* Beobachtungen, da keine Angaben über die Hintergrundsvariablen vor diesem Zeitpunkt vorhanden sind.[39]

Als *Rechtszensierung* bezeichnet man solchen Fälle, die zum Ende des Beobachtungszeitraumes den Übergang aus dem Erwerbsleben noch nicht vollzogen hatten. Weder ist bekannt, zu welchem Zeitpunkt sie den Austritt vornehmen, noch wie sich die Hintergrundvariablen in der Zeit zwischen Ende des Beobachtungszeitraums und Austritt entwickelt haben. Einzig, dass die Person bis dahin in der Risikogruppe verblieben ist, ist bekannt.

Eine weitere Ausprägung der Zensierung besteht darin, dass Fälle nur mit Unterbrechungen beobachtet werden konnten, so genannte *Intervallzensierung*. Insbesondere dann, wenn Panelbetriebe in einzelnen Jahren nicht an der Umfrage teilgenommen haben oder Personen für einige Zeit ihre Beschäftigung in einem Panelbetrieb unterbrochen haben, ergeben sich zeitliche Lücken in diesen Angaben.

Keine der aufgeführten Formen der Zensierung stellt das verwendeten Cox proportional hazard rate Modell vor Probleme (vgl. Clewes *et al.* (2004), S.29 ff.). Es können daher auch die Erwerbsverläufe von Personen untersucht werden, für die nicht durchgängig Betriebsinformationen vorhanden sind oder über das Ende der Beobachtungszeit im Erwerbsleben verbleiben.

---

[39] Hier tritt auch ein Selektionsproblem des gesamten Datensatzes auf: Wer vor dem Beginn der Beobachtungen in Rente gegangen ist, wird in die Untersuchung nicht als Fall eingehen. Um diese Gruppe und damit die möglicherweise verzerrenden Effekte der nichtzufälligen Stichprobenziehung gering zu halten, wurden die Beobachtungen so ausgewählt, dass jede Person, die zum 1.1. in einem Panelbetrieb beschäftigt und mindestens 50 Jahre alt war, in den Datensatz eingehen. Allerdings gilt es, im Auge zu behalten, dass es sich dennoch um eine nichtzufällige Auswahl handelt, die gerade um die Personen bereinigt wurde, die besonders früh aus dem Erwerbsleben ausgeschieden sind.

## 5.4 Kontrolle unbeobachteter Heterogenität

In den verwendeten Daten lassen sich zwei Arten von unbeobachteter, für das Austrittsereignis relevante Heterogenität unterscheiden: betriebliche und persönliche Variablen, die im Datensatz nicht erhoben sind. Ihre Korrelation mit einer der im Modell berücksichtigten Variablen führt zu einer Verzerrung der geschätzten Koeffizienten und damit der ermittelten hazard ratio.

In der folgenden Cox-Regression wird dabei ausschließlich für betriebsspezifische unbeobachtete Heterogenität kontrolliert, indem eine betriebsspezifische Baseline-Hazardrate $\theta_{j0}$ geschätzt wird und somit für jeden Betrieb und jeden Austrittszeitpunkt ein fixer Term die Einflüsse solcher betrieblicher unbeobachteter Heterogenität erfasst. Die Hazardrate lässt sich dann wieder als multiplikative Verknüpfung dieser Baseline-Hazardrate mit dem unveränderten individuellen Term

$$\theta_j(t) = \theta_{0j}(t)\phi(x, \beta)$$

darstellen. Das Vorgehen kann als fixed-effects-Schätzer interpretiert werden, wie sie im Zusammenhang mit Paneluntersuchungen von linearen Zusammenhängen Verwendung finden. Allerdings bezahlt man bei dieser Methode die Kontrolle betrieblicher Einflüsse damit, dass einige beobachtbare Variablen außen vor bleiben müssen. So sind in diesem Modell die zu schätzenden Koeffizienten $\beta$ von zeitlich konstanten Betriebsvariablen nicht identifiziert, sodass das Modell um diese Einflussfaktoren beschnitten werden musste.

Eine Anwendung solcher Schätzmethoden auf den LIAB findet sicht in der Arbeit von Boockmann und Steffes (2005). Eine methodische Abhandlung über das stratifizierte Modell findet sich bei Ridder und Tunali (1999).

# 6 Determinanten des Erwerbsaustritts

Im Folgenden werden die multivariaten Ergebnisse für die Erklärung des Erwerbsaustritts mittels einer Cox-Regression dargestellt und diskutiert. Dabei werden jeweils getrennte Analysen für Frauen und Männer vorgestellt. Daneben werden die Personen aus den neuen Bundesländern jeweils separat behandelt. Diese Unterteilungen scheinen angebracht, da sich einerseits das Rentenzugangsverhalten von Frauen und Männern aufgrund von unterschiedlichen Erwerbsverläufen und Rentenzugangsformen unterscheiden.

Ebenso lässt sich die getrennte Betrachtung ost- und westdeutscher Versicherter trotz der inzwischen langen Zeit der staatlichen Einheit rechtfertigen mit dem unterschiedlichen Anwartschaften der beiden Bevölkerungsgruppen und der unterschiedlichen makroökonomischen Umstände der beiden Landesteile. Auch die unterschiedliche Verfügbarkeit von Daten über

den Erwerbsverlauf vor 1990 macht eine getrennte Betrachtung von Ost- und Westdeutschland notwendig und erlaubt so eine angemessenere Analyse. Zunächst werden die Ergebnistabellen präsentiert und danach nach Variablenblöcken interpretiert.

## *6.1 Ergebnisse nach Auswertungsgruppen*

### 6.1.1 Westdeutsche Männer

Tab. 15 bis Tab. 18 stellt die Schätzung der hazard ratios $e^{\hat{\beta}_k}$ der einzelnen Regressoren k für westdeutsche Männer dar. Dabei wurde zunächst ein stratifiziertes Modell geschätzt, das für jeden Betrieb eine individuelle Baseline Hazardrate erlaubt und somit für betriebsindividuelle, unbeobachtete Heterogentiät kontrolliert. Auf eine Schätzung von betriebskonstanten Effekten muss dabei allerdings verzichtet werden, da diese in der stratifizierten Schätzung nicht identifiziert sind. Die Branchenvariablen, die Angabe zur Rechtsform und zur Stellung des Betriebes innerhalb der Unternehmensorganisation mussten daher aus der ersten Schätzung ausgeschlossen werden. Die Ergebnisse eines aus diesem Grund geschätzten nicht-stratifizierten Modells stellen den zweiten Teil der folgenden Tabellen dar.

Für die folgenden Tab. 15 bis Tab. 18 konnten keine endgültigen Ergebnisse einer stratifizierten Schätzung angegeben werden, da sie im Falle von westdeutschen Männern fehlschlug. Aus Gründen der Vergleichbarkeit mit den anderen Gruppen wurde auf eine Änderung der Modellspezifikation verzichtet, die möglicherweise verwertbare Ergebnisse erbracht hätte. Die zusammenfassenden Ergebnisse in Tab. 15 berichten von 195 105 Personen, von denen für 48 105 kein Austritt aus dem Erwerbsleben festgestellt werden konnte. Der geringfügig geringere Stichprobenumfang im Vergleich zum stratifizierten Modell lässt sich auf fehlende Werte in den zusätzlichen Regressoren zurückführen. Der Chi²-Test des Basismodells deutet auf eine hohe Signifikanz des gewählten Modellansatzes.

Tab. 15: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Männer Westdeutschland

| | Stratified Model | | | Basismodell | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | No. of subjects = 198907<br>Number of obs = 447580<br>No. of failures = 49755<br>Time at risk = 1066930762<br>LR chi2(55) = .<br>Log likelihood = .<br>Prob > chi2 = . | | | No. of subjects = 195105<br>Number of obs = 435682<br>No. of failures = 48105<br>Time at risk = 1032816605<br>LR chi2(76) = 57225.26<br>Log likelihood = -522524.53<br>Prob > chi2 = 0.0000 | | |
| **T** | **Haz. Ratio** | **Z** | **P>\|z\|** | **Haz. Ratio** | **z** | **P>\|z\|** |
| PERSONENVARIABLEN | | | | | | |
| Alter | 1,05981 | 7,29 | 0,000 | 0,93942 | -18,96 | 0,000 |
| Gesundheit | | | | | | |
| Freistellung ≤ 2 Jahre | 3,1260 | 37,69 | 0,000 | 2,78882 | 36,21 | 0,000 |
| Anzahl Freistellungen | 0,82920 | -6,33 | 0,000 | 0,75743 | -10,28 | 0,000 |
| Anzahl Freistellungen ² | 1,0174 | 2,57 | 0,010 | 1,02288 | 4,17 | 0,000 |
| Humankapital | | | | | | |
| Eintritt Erwerbsleben | 0,9998797 | . | . | 0,9999044 | -3,31 | 0,001 |
| Eintritt Erwerbsleben ² | 1,000027 | 8,50 | 0,000 | 1,0000070 | 0,46 | 0,645 |
| Eintritt Betrieb | 0,9999753 | . | . | 0,9999536 | -3,56 | 0,000 |
| Eintritt Betrieb ² | 0,9999682 | -21,80 | 0,000 | 0,9999884 | -1,70 | 0,089 |
| Nationalität | | | | | | |
| Deutsch | 1,090721 | 4,27 | 0,000 | 1,10941 | 5,45 | 0,000 |
| Berufliche Stellung – Referenz: Angestellte | | | | | | |
| Einfacher Arbeiter | 0,82687 | -10,26 | 0,000 | 0,79713 | -13,34 | 0,000 |
| Facharbeiter | 0,88451 | -7,24 | 0,000 | 0,88905 | -7,52 | 0,000 |
| Meister | 1,2032 | 6,73 | 0,000 | 1,17553 | 6,22 | 0,000 |
| Teilzeit <15 Std./Woche | 0,34566 | -32,20 | 0,000 | 0,30320 | -46,76 | 0,000 |
| Teilzeit >15 Std./Woche | 1,08999 | 3,97 | 0,000 | 0,99403 | -0,36 | 0,718 |
| Ausbildung – Referenz: Hochschule | | | | | | |
| Bis mittl. Reife ohne Berufsa. | 1,21078 | 3,72 | 0,000 | 1,31919 | 10,67 | 0,000 |
| Bis mittl. Reife mit Berufsa. | 1,427934 | 7,60 | 0,000 | 1,47767 | 17,27 | 0,000 |
| (Fach-)HS-Reife ohne Berufsa. | 1,042191 | 0,54 | 0,588 | 1,13493 | 1,81 | 0,070 |
| (Fach-)HS-Reife mit Berufsa. | 1,172243 | 2,93 | 0,003 | 1,21609 | 4,72 | 0,000 |
| Fachhochschule | 1,264046 | 5,75 | 0,000 | 1,37458 | 11,87 | 0,000 |
| Einkommen | | | | | | |
| Tagesentgelt | 1,000485 | 7,73 | 0,000 | 1,001684 | 25,86 | 0,000 |
| Tagesentgelt ² | 0,9999787 | -6,45 | 0,000 | 0,999917 | -18,50 | 0,000 |
| Kum. sv-pflichtiges Einkommen | 0,9999932 | -60,83 | 0,000 | 0,999993 | -95,86 | 0,000 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 16: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Männer Westdeutschland - fortgesetzt

| BETRIEBSVARIABLEN | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | Institutionelles | | | |
| Branchentarifvertrag | 1,21068 | 1,19 | 0,235 | 1,22836 | 8,91 | 0,000 |
| Haus-/Firmentarifvertrag | 1,24088 | 0,90 | 0,370 | 1,20547 | 6,99 | 0,000 |
| Betriebsrat | 1,36854 | 0,80 | 0,422 | 1,27827 | 9,55 | 0,000 |
| Geltung des KSchG | 0,81737 | -0,23 | 0,821 | 1,02470 | 0,29 | 0,768 |
| | | | Anpassungskosten | | | |
| Erwartete Umsatzentwicklung laufendes Jahr | 1,0036 | 1,40 | 0,161 | 0,99248 | -12,78 | 0,000 |
| Anteil Azubis | 0,14874 | . | . | 503,865 | 14,32 | 0,000 |
| Anteil befristet Angestellter | 0,24715 | -2,28 | 0,023 | 1,72690 | 8,02 | 0,000 |
| Anteil sonstiger Angestellter | 1,81E-32 | . | . | 0,26697 | -0,51 | 0,612 |
| | | | Altersstruktur | | | |
| Anteil Über-50-Jähriger | 0,28001 | . | . | 0,29559 | -15,14 | 0,000 |
| Anteil Bis-30-Jähriger | 48276,9 | . | . | 0,10057 | -23,16 | 0,000 |
| | | | Qualifikationsstruktur | | | |
| Anteil ungelernter Arbeiter | 2354,92 | . | . | 113,911 | 11,87 | 0,000 |
| Anteil Facharbeiter | 1025,24 | 25,76 | 0,000 | 97,4568 | 11,48 | 0,000 |
| Anteil einfacher Angestellter und Beamter | 1728,51 | 18,60 | 0,000 | 154,669 | 12,58 | 0,000 |
| Anteil qualifizierter Angestellter und Beamter | 506,626 | . | . | 135,319 | 12,28 | 0,000 |
| | | | Age biased technological change | | | |
| | | | Technischer Stand der Anlagen – Referenz: mittel | | | |
| Sehr neu | 0,90635 | -0,80 | 0,426 | 0,97107 | -1,97 | 0,049 |
| Neu | 0,82324 | -2,23 | 0,026 | 0,93624 | -5,48 | 0,000 |
| Alt | 0,98915 | -0,04 | 0,965 | 1,23600 | 6,29 | 0,000 |
| Sehr alt | 5,72776 | 0,99 | 0,323 | 0,58385 | -2,40 | 0,016 |
| Investitionen in Kommunikationstechnik | 0,70982 | -3,32 | 0,001 | 0,99850 | -0,10 | 0,924 |
| Anteil der Investitionen am Umsatz | 2,20478 | 2,03 | 0,043 | 0,99770 | -0,63 | 0,531 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 17: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Männer Westdeutschland - fortgesetzt

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Sonstige betriebliche Kontrollvariablen | | | | | | |
| Branche – Referenz: Öffentlicher Sektor | | | | | | |
| Agrar, Energie Bergbau, Wasser | | | | 3,77971 | 41,78 | 0,000 |
| Verarbeitendes Gewerbe – Mittel- bis Hochtechnologie | | | | 1,93880 | 23,06 | 0,000 |
| Verarbeitendes Gewerbe – Mittel- bis Hochtechnologie | | | | 1,52272 | 14,44 | 0,000 |
| Baugewerbe | | | | 2,07506 | 20,01 | 0,000 |
| Handel | | | | 1,29319 | 7,14 | 0,000 |
| Verkehr | | | | 1,67874 | 17,01 | 0,000 |
| Finanzdienstleistungen | | | | 1,77689 | 18,67 | 0,000 |
| Wissensintensive Hochtechnologie-Dienstleistungen | | | | 1,55101 | 10,44 | 0,000 |
| Wissensintensive Unternehmensdienstleistungen | | | | 2,18303 | 14,56 | 0,000 |
| Operative Dienstleistungen | | | | 0,87582 | -2,38 | 0,018 |
| Gesundheitswesen | | | | 0,79131 | -7,18 | 0,000 |
| Sonstige personenbezogene Dienstleistungen | | | | 1,19134 | 4,51 | 0,000 |
| Grundstückswesen | | | | 1,77879 | 8,75 | 0,000 |
| Rechtsform – Referenz: Körperschaft öffentlichen Rechts | | | | | | |
| Einzelunternehmen | | | | 0,65463 | -5,84 | 0,000 |
| Personengesellschaft | | | | 0,74017 | -9,85 | 0,000 |
| GmbH | | | | 0,79808 | -9,65 | 0,000 |
| Kapitalgesellschaft | | | | 0,86315 | -6,42 | 0,000 |
| Sonstige Rechtsform | | | | 0,75589 | -8,75 | 0,000 |
| Stellung in Unternehmensorganisation – Referenz: Niederlassung | | | | | | |
| Einzelbetrieb | | | | 1,01644 | 1,27 | 0,204 |
| Zentrale | | | | 1,18985 | 12,89 | 0,000 |
| Mittelinstanz | | | | 0,91749 | -3,35 | 0,001 |
| Betriebsgröße | | | | | | |
| Beschäftigtenanzahl | 1,000311 | . | . | 1,0000910 | 52,62 | 0,000 |
| Beschäftigtenanzahl ² | 1,000001 | 2,60 | 0,009 | 0,9999998 | -42,34 | 0,000 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 18: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Männer Westdeutschland - fortgesetzt

| RENTENZUGANGSRECHT | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Altersrente nach Arbeitslosigkeit oder Altersteilzeit | | | | | | |
| Ohne Abschlag | 0,31061 | -24,69 | 0,000 | 0,41615 | -19,76 | 0,000 |
| Mit Abschlag | 0,45428 | -21,84 | 0,000 | 0,48405 | -21,04 | 0,000 |
| Max Abschlag | 0,44841 | -15,86 | 0,000 | 0,37687 | -21,73 | 0,000 |
| Altersrente für Schwerbehinderte | | | | | | |
| Ohne Abschlag | 7,5745 | 29,19 | 0,000 | 11,55911 | 49,12 | 0,000 |
| Mit Abschlag | 9,4252 | 29,54 | 0,000 | 15,14593 | 45,48 | 0,000 |
| Altersrente für langjährig Versicherte | | | | | | |
| Ohne Abschlag | 4,21250 | 45,81 | 0,000 | 4,13939 | 49,63 | 0,000 |
| Mit Abschlag | 6,06171 | 51,65 | 0,000 | 3,49553 | 42,52 | 0,000 |
| Max. Abschlag | 2,48810 | 24,70 | 0,000 | 1,71789 | 16,70 | 0,000 |
| Erwerbsminderungsrente | | | | | | |
| Mit Abschlag | 1,25821 | 7,57 | 0,000 | 0,84917 | -6,67 | 0,000 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

### 6.1.2 Westdeutsche Frauen

Auf den folgenden Seiten sind die Schätzungen für die westdeutschen Frauen mit den Geburtsjahrgängen ab 1946 aufgeführt. Wieder stehen die beiden Modelle getrennt voneinander.

Die zusammenfassenden Statistiken verweisen darauf, dass von den 86 065 Personen, die im Basismodell ausgewertet werden konnten, gut 22 000 zum Ende des Jahres 2003 als noch erwerbstätig angesehen wurden. Kontrolliert Die höheren Werte ergeben sich wieder aus dem Umstand, dass

Nicht verwunderlich angesichts der hohen Fallzahl ist der hoch signifikante Chi²-Wert, der der Gesamtheit der gewählten Regressoren Einfluss auf den Austrittszeitpunkt bescheinigt. Eine Diskussion der Ergebnisse folgt im nächsten Unterkapitel.

Tab. 19: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Frauen Westdeutschland

| | Stratified Model | | | Basismodell | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | No. of subjects = 87977<br>Number of obs = 187041<br>No. of failures = 23135<br>Time at risk = 529960800<br>LR chi2(54) = 29436.02<br>Log likelihood = -70893.904<br>Prob > chi2 = 0.0000 | | | No. of subjects = 86065<br>Number of obs = 180529<br>No. of failures = 22297<br>Time at risk = 513744912<br>LR chi2(75) = 33037.10<br>Log likelihood = -220611.06<br>Prob > chi2 = 0.0000 | | |
| **T** | **Haz. Ratio** | **Z** | **P>\|z\|** | **Haz. Ratio** | **Z** | **P>\|z\|** |
| PERSONENVARIABLEN | | | | | | |
| Alter | 1,05252 | 10,85 | 0,000 | 0,96491 | -7,64 | 0,000 |
| Gesundheit | | | | | | |
| Freistellung ≤ 2 Jahre | 3,84590 | 30,56 | 0,000 | 3,49070 | 32,45 | 0,000 |
| Anzahl Freistellungen | 0,82500 | -5,74 | 0,000 | 0,77116 | -8,11 | 0,000 |
| Anzahl Freistellungen ² | 1,00288 | 4,46 | 0,000 | 1,00407 | 6,53 | 0,000 |
| Humankapital | | | | | | |
| Eintritt Erwerbsleben | 0,9998121 | -6,47 | 0,000 | 0,9998475 | -5,97 | 0,000 |
| Eintritt Erwerbsleben ² | 1,0000710 | 4,37 | 0,000 | 1,0000450 | 3,16 | 0,002 |
| Eintritt Betrieb | 1,0000530 | 2,28 | 0,023 | 1,0000380 | 2,00 | 0,045 |
| Eintritt Betrieb ² | 0,9999234 | -6,26 | 0,000 | 0,9999438 | -5,82 | 0,000 |
| Nationalität | | | | | | |
| Deutsch | 1,05937 | 1,59 | 0,111 | 1,06039 | 1,78 | 0,075 |
| Berufliche Stellung – Referenz: Angestellte | | | | | | |
| Einfacher Arbeiter | 0,86882 | -4,78 | 0,000 | 1,00955 | 0,37 | 0,713 |
| Facharbeiter | 0,98933 | -0,14 | 0,886 | 0,991524 | -0,13 | 0,893 |
| Meister | 0,95716 | -0,16 | 0,875 | 1,08522 | 0,34 | 0,737 |
| Teilzeit <15 Std./Woche | 0,48935 | -18,19 | 0,000 | 0,52456 | -19,43 | 0,000 |
| Teilzeit >15 Std./Woche | 0,96016 | -1,78 | 0,074 | 1,00829 | 0,41 | 0,682 |
| Ausbildung – Referenz: Hochschule | | | | | | |
| Bis mittl. Reife ohne Berufsa. | 1,49710 | 6,88 | 0,000 | 1,82617 | 10,77 | 0,000 |
| Bis mittl. Reife mit Berufsa. | 1,60410 | 8,33 | 0,000 | 1,93451 | 12,16 | 0,000 |
| (Fach-)HS-Reife ohne Berufsa. | 1,30460 | 2,36 | 0,018 | 1,35870 | 2,78 | 0,005 |
| (Fach-)HS-Reife mit Berufsa. | 1,52812 | 5,30 | 0,000 | 1,82502 | 7,90 | 0,000 |
| Fachhochschule | 1,71268 | 6,30 | 0,000 | 1,96794 | 8,31 | 0,000 |
| Einkommen | | | | | | |
| Tagesentgelt | 1,01236 | 23,73 | 0,000 | 1,02129 | 45,39 | 0,000 |
| Tagesentgelt ² | 0,99820 | -17,54 | 0,000 | 0,99668 | -31,17 | 0,000 |
| Kum. sv-pflichtiges Einkommen | 0,9999895 | -49,95 | 0,000 | 0,9999881 | -73,62 | 0,000 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 20: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Frauen Westdeutschland -fortgesetzt

| BETRIEBSVARIABLEN | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | Institutionelles | | | |
| Branchentarif-vertrag | 0,84815 | -0,69 | 0,492 | 1,05736 | 1,96 | 0,049 |
| Haus-/Firmen-tarifvertrag | 0,79743 | -0,68 | 0,498 | 1,01176 | 0,32 | 0,745 |
| Betriebsrat | 0,77674 | -0,46 | 0,645 | 1,25792 | 7,14 | 0,000 |
| Geltung des KSchG | 9,67E-12 | 0,00 | 1,000 | 1,03110 | 0,36 | 0,718 |
| | | | Anpassungskosten | | | |
| Erwartete Um-satzentwicklung laufendes Jahr | 1,01151 | 1,74 | 0,082 | 0,99373 | -6,02 | 0,000 |
| Anteil Azubis | 7,58085 | 0,31 | 0,758 | 10,7795 | 5,64 | 0,000 |
| Anteil befristeter Angestellte | 0,09374 | -2,72 | 0,007 | 0,97201 | -0,34 | 0,733 |
| Anteil sonstiger Angestellter | 525394,4 | 0,26 | 0,798 | 0,14211 | -0,58 | 0,563 |
| | | | Altersstruktur | | | |
| Anteil Über-50-Jähriger | 0,02302 | -1,95 | 0,051 | 0,41925 | -7,66 | 0,000 |
| Anteil Bis-30-Jähriger | 255,882 | 3,60 | 0,000 | 0,30571 | -9,84 | 0,000 |
| | | | Qualifikationsstruktur | | | |
| Anteil ungelern-ter Arbeiter | 12651,7 | 1,94 | 0,052 | 4,67875 | 4,20 | 0,000 |
| Anteil Fachar-beiter | 4442,56 | 1,72 | 0,086 | 4,58638 | 4,12 | 0,000 |
| Anteil einfacher Angestellter und Beamter | 237859 | 2,07 | 0,038 | 5,39104 | 4,54 | 0,000 |
| Anteil qualifizier-ter Angestellter und Beamter | 6900,81 | 1,83 | 0,068 | 4,99285 | 4,36 | 0,000 |
| | | | Age-Biased technological change | | | |
| | | | Technischer Stand der Anlagen – Referenz: mittel | | | |
| Sehr neu | 1,80338 | 2,78 | 0,005 | 0,96283 | -1,66 | 0,097 |
| Neu | 1,24734 | 1,65 | 0,100 | 1,00065 | 0,04 | 0,969 |
| Alt | 2,57481 | 2,36 | 0,018 | 1,08304 | 1,82 | 0,069 |
| Sehr alt | 3,32E-11 | 0,00 | 1,000 | 0,78258 | -1,19 | 0,232 |
| Investitionen in Kommunikati-onstechnik | 0,90173 | -0,68 | 0,498 | 1,03075 | 1,46 | 0,144 |
| Anteil der Inves-titionen am Um-satz | 1,11324 | 0,19 | 0,852 | 0,99896 | -0,25 | 0,806 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 21: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Frauen Westdeutschland - fortgesetzt

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Sonstige betriebliche Kontrollvariablen | | | | | | |
| Branche – Referenz: Öffentlicher Sektor | | | | | | |
| Agrar, Energie Bergbau, Wasser | | | | 2,46934 | 15,39 | 0,000 |
| Verarbeitendes Gewerbe – Mittel- bis Hochtechnologie | | | | 1,61529 | 12,59 | 0,000 |
| Verarbeitendes Gewerbe – Mittel- bis Hochtechnologie | | | | 1,24688 | 5,79 | 0,000 |
| Baugewerbe | | | | 1,46705 | 5,70 | 0,000 |
| Handel | | | | 1,08317 | 1,97 | 0,049 |
| Verkehr | | | | 1,31300 | 5,05 | 0,000 |
| Finanzdienstleistungen | | | | 1,77662 | 17,61 | 0,000 |
| Wissensintensive Hochtechnologie-Dienstleistungen | | | | 1,46775 | 7,30 | 0,000 |
| Wissensintensive Unternehmensdienstleistungen | | | | 1,47513 | 5,00 | 0,000 |
| Operative Dienstleistungen | | | | 0,89627 | -1,42 | 0,156 |
| Gesundheitswesen | | | | 0,90899 | -3,46 | 0,001 |
| Sonstige personenbezogene Dienstleistungen | | | | 1,11701 | 3,01 | 0,003 |
| Grundstückswesen | | | | 1,39657 | 3,56 | 0,000 |
| Rechtsform – Referenz: Körperschaft öffentlichen Rechts | | | | | | |
| Einzelunternehmen | | | | 0,72981 | -4,00 | 0,000 |
| Personengesellschaft | | | | 0,82401 | -4,64 | 0,000 |
| GmbH | | | | 0,87527 | -4,81 | 0,000 |
| Kapitalgesellschaft | | | | 1,01655 | 0,55 | 0,584 |
| Sonstige Rechtsform | | | | 0,90543 | -3,24 | 0,001 |
| Stellung in Unternehmensorganisation – Referenz: Niederlassung | | | | | | |
| Einzelbetrieb | | | | 1,04571 | 2,38 | 0,017 |
| Zentrale | | | | 1,19029 | 8,29 | 0,000 |
| Mittelinstanz | | | | 1,10273 | 3,47 | 0,001 |
| Betriebsgröße | | | | | | |
| Beschäftigtenanzahl | 1,0000190 | 0,06 | 0,950 | 1,0000600 | 19,09 | 0,000 |
| Beschäftigtenanzahl ² | 1,0000030 | 1,59 | 0,113 | 0,9999999 | -13,77 | 0,000 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 22: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Frauen Westdeutschland - fortgesetzt

| RENTENZUGANGSRECHT | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Altersrente nach Arbeitslosigkeit oder Altersteilzeit | | | | | | |
| Ohne Abschlag | 0,19516 | -21,47 | 0,000 | 0,21313 | -21,69 | 0,000 |
| Mit Abschlag | 0,49743 | -12,84 | 0,000 | 0,52731 | -12,64 | 0,000 |
| Max. Abschlag | 0,37094 | -15,74 | 0,000 | 0,41103 | -15,80 | 0,000 |
| Altersrente für Frauen | | | | | | |
| Mit Abschlag | 1,40042 | 10,19 | 0,000 | 0,97463 | -0,96 | 0,336 |
| Altersrente für Schwerbehinderte | | | | | | |
| Mit Abschlag | 0,89469 | -2,86 | 0,004 | 14,94884 | 42,63 | 0,000 |
| Max. Abschlag | | | | 13,35708 | 39,76 | 0,000 |
| Altersrente für langjährig Versicherte | | | | | | |
| Ohne Abschlag | 1,39258 | 5,86 | 0,000 | 1,67092 | 10,55 | 0,000 |
| Mit Abschlag | 1,92134 | 10,42 | 0,000 | 1,27316 | 4,30 | 0,000 |
| Max. Abschlag | 0,76603 | -4,33 | 0,000 | 0,43193 | -15,53 | 0,000 |
| Erwerbsminderungsrente | | | | | | |
| Ohne Abschlag | 21,8229 | 51,02 | 0,000 | 2,02999 | 20,99 | 0,000 |
| Mit Abschlag | 14,1638 | 37,44 | 0,000 | | | |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

### 6.1.3 Ostdeutsche Männer

Die folgenden Tabellen Tab. 23 bis Tab. 26 geben die Schätzungen für ostdeutsche Männer wider. Sie beruhen auf den Daten von 81 696 bzw. 79 485 Männern, von denen jeweils rund ein gutes Viertel am Ende des Beobachtungszeitraumes noch sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung nachgeht.

Der zusammenfassende Chi²-Test mit einem empirischen Signifianznievau von nahe Null attestiert dem gewählten Variablenkanon wiederum gemeinsam hochsignifikanten Einfluss auf das zu erklärende Austrittsverhalten.

Tab. 23: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Männer Ostdeutschland

| | Stratified Model | | | Basismodell | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | No. of subjects = 81696<br>Number of obs = 189789<br>No. of failures = 23341<br>Time at risk = 511075560<br>LR chi2(55) = 17124.43<br>Log likelihood = -78645.115<br>Prob > chi2 = 0.0000 | | | No. of subjects = 79485<br>Number of obs = 179850<br>No. of failures = 22252<br>Time at risk = 494751024<br>LR chi2(76) = 21054.56<br>Log likelihood = -224056.17<br>Prob > chi2 = 0.0000 | | |
| **T** | **Haz. Ratio** | **z** | **P>\|z\|** | **Haz. Ratio** | **Z** | **P>\|z\|** |
| PERSONENVARIABLEN | | | | | | |
| Alter | 1,20411 | 39,46 | 0,000 | 1,12098 | 29,08 | 0,000 |
| Gesundheit | | | | | | |
| Freistellung ≤ 2 Jahre | 2,33164 | 15,69 | 0,000 | 2,30372 | 16,60 | 0,000 |
| Anzahl Freistellungen | 0,96856 | -0,28 | 0,779 | 0,88463 | -1,17 | 0,243 |
| Anzahl Freistellungen ² | 1,06279 | 0,81 | 0,416 | 1,10238 | 1,46 | 0,144 |
| Humankapital | | | | | | |
| Eintritt Erwerbsleben | 1,00065 | 12,09 | 0,000 | 1,00055 | 11,94 | 0,000 |
| Eintritt Erwerbsleben ² | 0,99963 | -13,65 | 0,000 | 0,99969 | -13,70 | 0,000 |
| Eintritt Betrieb | 1,00363 | 20,18 | 0,000 | 1,00324 | 22,63 | 0,000 |
| Eintritt Betrieb ² | 0,99856 | -21,28 | 0,000 | 0,99871 | -23,84 | 0,000 |
| Nationalität | | | | | | |
| Deutsch | 0,43758 | -11,60 | 0,000 | 0,44095 | -12,33 | 0,000 |
| Berufliche Stellung – Referenz: Angestellte | | | | | | |
| Einfacher Arbeiter | 1,23156 | 6,33 | 0,000 | 1,18927 | 6,16 | 0,000 |
| Facharbeiter | 1,02892 | 1,09 | 0,277 | 1,06084 | 2,51 | 0,012 |
| Meister | 0,98561 | -0,29 | 0,773 | 1,06796 | 1,45 | 0,146 |
| Teilzeit <15 Std./Woche | 0,32072 | -20,90 | 0,000 | 0,46797 | -17,61 | 0,000 |
| Teilzeit >15 Std./Woche | 1,37976 | 11,68 | 0,000 | 1,37004 | 13,88 | 0,000 |
| Ausbildung – Referenz: Hochschule | | | | | | |
| Bis mittl. Reife ohne Berufsa. | 1,13852 | 2,95 | 0,003 | 1,27867 | 6,25 | 0,000 |
| Bis mittl. Reife mit Berufsa. | 1,06995 | 2,34 | 0,019 | 1,18558 | 6,48 | 0,000 |
| (Fach-)HS-Reife ohne Berufsa. | 1,16886 | 1,14 | 0,254 | 1,32536 | 2,20 | 0,028 |
| (Fach-)HS-Reife mit Berufsa. | 1,06927 | 1,44 | 0,150 | 1,13750 | 2,95 | 0,003 |
| Fachhochschule | 1,16431 | 4,69 | 0,000 | 1,30287 | 8,68 | 0,000 |
| Einkommen | | | | | | |
| Tagesentgelt | 1,01623 | 19,48 | 0,000 | 1,02399 | 34,29 | 0,000 |
| Tagesentgelt ² | 0,99660 | -12,33 | 0,000 | 0,99511 | -20,73 | 0,000 |
| Kum. sv-pflichtiges Einkommen | 0,9999883 | -53,74 | 0,000 | 0,9999871 | -74,33 | 0,000 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 24: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Männer Ostdeutschland - fortgesetzt

| BETRIEBSVARIABLEN | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | Institutionelles | | | |
| Branchentarifvertrag | 1,71119 | 3,72 | 0,000 | 1,06885 | 3,13 | 0,002 |
| Haus-/Firmentarifvertrag | 1,95691 | 5,02 | 0,000 | 1,01098 | 0,47 | 0,639 |
| Betriebsrat | 1,26537 | 0,85 | 0,396 | 1,20962 | 8,23 | 0,000 |
| Geltung des KSchG | 1,35105 | 0,59 | 0,554 | 0,97340 | -0,31 | 0,754 |
| | | | Anpassungskosten | | | |
| Erwartete Umsatzentwicklung laufendes Jahr | 1,00773 | 5,22 | 0,000 | 0,99004 | -20,59 | 0,000 |
| Anteil Azubis | 0,00074 | -2,35 | 0,019 | 4,11968 | 4,40 | 0,000 |
| Anteil befristet Angestellter | 1,29509 | 0,80 | 0,423 | 2,18304 | 21,62 | 0,000 |
| Anteil sonstiger Angestellter | 0,03306 | -0,37 | 0,709 | 8,40787 | 1,60 | 0,109 |
| | | | Altersstruktur | | | |
| Anteil Über-50-Jähriger | 0,00089 | -13,16 | 0,000 | 0,56688 | -7,50 | 0,000 |
| Anteil Bis-30-Jähriger | 0,13204 | -3,89 | 0,000 | 0,56720 | -5,94 | 0,000 |
| | | | Qualifikationsstruktur | | | |
| Anteil ungelernter Arbeiter | 0,00425 | -1,87 | 0,061 | 2,17097 | 2,48 | 0,013 |
| Anteil Facharbeiter | 0,00425 | -1,87 | 0,062 | 2,61657 | 3,07 | 0,002 |
| Anteil einfacher Angestellter und Beamter | 0,00391 | -1,88 | 0,060 | 2,58140 | 2,96 | 0,003 |
| Anteil qualifizierter Angestellter und Beamter | 0,00764 | -1,67 | 0,095 | 2,45262 | 2,88 | 0,004 |
| | | | Age biased technological change | | | |
| | | | Technischer Stand der Anlagen – Referenz: mittel | | | |
| Sehr neu | 1,39378 | 2,29 | 0,022 | 0,88993 | -4,40 | 0,000 |
| Neu | 1,00736 | 0,09 | 0,926 | 0,96197 | -2,37 | 0,018 |
| Alt | 0,73616 | -2,71 | 0,007 | 0,92515 | -2,36 | 0,018 |
| Sehr alt | 2,25658 | 1,91 | 0,056 | 0,95781 | -0,54 | 0,586 |
| Investitionen in Kommunikationstechnik | 0,77437 | -3,70 | 0,000 | 0,91702 | -5,01 | 0,000 |
| Anteil der Investitionen am Umsatz | 1,50649 | 3,75 | 0,000 | 1,02228 | 1,45 | 0,148 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 25: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Männer Ostdeutschland -fortgesetzt

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Sonstige betriebliche Kontrollvariablen | | | | | | |
| Branche – Referenz: Öffentlicher Sektor | | | | | | |
| Agrar, Energie Bergbau, Wasser | | | | 1,01657 | 0,56 | 0,575 |
| Verarbeitendes Gewerbe – Mittel- bis Hochtechnologie | | | | 0,57536 | -14,79 | 0,000 |
| Verarbeitendes Gewerbe – Mittel- bis Hochtechnologie | | | | 0,65022 | -13,95 | 0,000 |
| Baugewerbe | | | | 1,09253 | 2,82 | 0,005 |
| Handel | | | | 0,69992 | -6,68 | 0,000 |
| Verkehr | | | | 0,64588 | -10,14 | 0,000 |
| Finanzdienstleistungen | | | | 0,74659 | -2,57 | 0,010 |
| Wissensintensive Hochtechnologie-Dienstleistungen | | | | 0,64308 | -7,64 | 0,000 |
| Wissensintensive Unternehmensdienstleistungen | | | | 0,98857 | -0,20 | 0,839 |
| Operative Dienstleistungen | | | | 0,54032 | -10,89 | 0,000 |
| Gesundheitswesen | | | | 0,60374 | -14,24 | 0,000 |
| Sonstige personenbezogene Dienstleistungen | | | | 0,84107 | -6,98 | 0,000 |
| Grundstückswesen | | | | 0,87530 | -2,04 | 0,041 |
| Rechtsform – Referenz: Körperschaft öffentlichen Rechts | | | | | | |
| Einzelunternehmen | | | | 1,26495 | 3,17 | 0,002 |
| Personengesellschaft | | | | 1,48533 | 6,89 | 0,000 |
| GmbH | | | | 1,58607 | 16,05 | 0,000 |
| Kapitalgesellschaft | | | | 2,40614 | 22,39 | 0,000 |
| Sonstige Rechtsform | | | | 1,48830 | 12,14 | 0,000 |
| Stellung in Unternehmensorganisation – Referenz: Niederlassung | | | | | | |
| Einzelbetrieb | | | | 1,09811 | 3,91 | 0,000 |
| Zentrale | | | | 1,05891 | 1,94 | 0,052 |
| Mittelinstanz | | | | 1,03003 | 0,90 | 0,368 |
| Betriebsgröße | | | | | | |
| Beschäftigtenanzahl | 1,00083 | 2,43 | 0,015 | 1,00017 | 8,07 | 0,000 |
| Beschäftigtenanzahl ² | 1,000023 | 1,84 | 0,065 | 0,9999975 | -6,08 | 0,000 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 26: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Männer Ostdeutschland - fortgesetzt

| RENTENZUGANGSRECHT | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Altersrente nach Arbeitslosigkeit oder Altersteilzeit | | | | | | |
| Ohne Abschlag | 0,39735 | -11,76 | 0,000 | 0,44945 | -10,81 | 0,000 |
| Mit Abschlag | 0,75854 | -4,65 | 0,000 | 0,85127 | -2,85 | 0,004 |
| Max. Abschlag | 0,78598 | -3,05 | 0,002 | 0,91737 | -1,18 | 0,240 |
| Altersrente für Schwerbehinderte | | | | | | |
| Ohne Abschlag | 2,38063 | 10,01 | 0,000 | 1,89657 | 8,25 | 0,000 |
| Mit Abschlag | 2,13106 | 6,89 | 0,000 | 1,56346 | 4,55 | 0,000 |
| Altersrente für langjährig Versicherte | | | | | | |
| Ohne Abschlag | 2,81418 | 19,46 | 0,000 | 2,74965 | 20,89 | 0,000 |
| Mit Abschlag | 3,70116 | 22,28 | 0,000 | 3,18154 | 22,27 | 0,000 |
| Max. Abschlag | 1,46161 | 6,14 | 0,000 | 1,45151 | 6,83 | 0,000 |
| Erwerbsminderungsrente | | | | | | |
| Ohne Abschlag | | | | | | |
| Mit Abschlag | 0,74604 | -6,23 | 0,000 | 0,72561 | -7,79 | 0,000 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

### 6.1.4 Ostdeutsche Frauen

In den Tab. 27 bis Tab. 30 sind die Regressionsergebnisse der Cox-Schätzungen für die ostdeutschen Frauen dargestellt. Sie stützen sich im Falle der stratifizierten Methode auf 67 553 Personen. Es fällt auf, dass in den Daten beider Modelle der Anteil der am Ende des Jahres 2003 in Beschäftigung befindlichen Frauen mit rd. einem Drittel deutlich über dem Überlebensanteil der anderen Gruppen liegt. Wieder weist der Chi²-Test auf eine hohe gemeinsame Signifikanz der Regressoren hin.

Tab. 27: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Frauen Ostdeutschland

| | Stratified Model | | | Basismodell | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | No. of subjects = 67553<br>Number of obs = 156594<br>No. of failures = 23007<br>Time at risk = 360552510<br>LR chi2(54) = 24438.27<br>Log likelihood = -74847.713<br>Prob > chi2 = 0.0000 | | | No. of subjects = 65557<br>Number of obs = 146932<br>No. of failures = 21601<br>Time at risk = 346147379<br>LR chi2(75) = 26814.29<br>Log likelihood = -209319.88<br>Prob > chi2 = 0.00000 | | |
| **T** | **Haz. Ratio** | **z** | **P>\|z\|** | **Haz. Ratio** | **Z** | **P>\|z\|** |
| PERSONENVARIABLEN | | | | | | |
| Alter | 1,32437 | 54,02 | 0,000 | 1,20627 | 46,70 | 0,000 |
| Gesundheit | | | | | | |
| Freistellung ≤ 2 Jahre | 2,22289 | 12,33 | 0,000 | 2,03332 | 11,87 | 0,000 |
| Anzahl Freistellungen | 0,77032 | -1,89 | 0,059 | 0,70350 | -2,66 | 0,008 |
| Anzahl Freistellungen ² | 1,15306 | 1,53 | 0,125 | 1,16060 | 1,70 | 0,089 |
| Humankapital | | | | | | |
| Eintritt Erwerbsleben | 1,00102 | 13,05 | 0,000 | 1,00092 | 14,00 | 0,000 |
| Eintritt Erwerbsleben ² | 0,99945 | -15,37 | 0,000 | 0,99951 | -16,32 | 0,000 |
| Eintritt Betrieb | 1,00362 | 18,12 | 0,000 | 1,00377 | 23,95 | 0,000 |
| Eintritt Betrieb ² | 0,99858 | -18,88 | 0,000 | 0,99852 | -24,87 | 0,000 |
| Nationalität | | | | | | |
| Deutsch | 0,33958 | -16,60 | 0,000 | 0,32099 | -18,84 | 0,000 |
| Berufliche Stellung – Referenz: Angestellte | | | | | | |
| Einfacher Arbeiter | 1,11475 | 3,01 | 0,003 | 1,09476 | 3,08 | 0,002 |
| Facharbeiter | 0,98397 | -0,42 | 0,675 | 0,97332 | -0,86 | 0,391 |
| Meister | 1,06946 | 0,39 | 0,694 | 1,00616 | 0,04 | 0,971 |
| Teilzeit <15 Std./Woche | 0,26561 | -24,65 | 0,000 | 0,36244 | -23,53 | 0,000 |
| Teilzeit >15 Std./Woche | 0,88576 | -5,50 | 0,000 | 1,00292 | 0,16 | 0,874 |
| Ausbildung – Referenz: Hochschule | | | | | | |
| Bis mittl. Reife ohne Berufsa. | 0,96622 | -0,72 | 0,469 | 1,02873 | 0,64 | 0,522 |
| Bis mittl. Reife mit Berufsa. | 0,94995 | -1,36 | 0,174 | 1,06605 | 1,76 | 0,079 |
| (Fach-)HS-Reife ohne Berufsa. | 0,69379 | -2,07 | 0,038 | 0,87365 | -0,81 | 0,416 |
| (Fach-)HS-Reife mit Berufsa. | 0,91158 | -1,77 | 0,076 | 0,96189 | -0,77 | 0,440 |
| Fachhochschule | 0,97689 | -0,49 | 0,623 | 1,16334 | 3,32 | 0,001 |
| Einkommen | | | | | | |
| Tagesentgelt | 1,02129 | 20,38 | 0,000 | 1,03262 | 36,35 | 0,000 |
| Tagesentgelt ² | 0,99546 | -12,12 | 0,000 | 0,99255 | -22,26 | 0,000 |
| Kum. sv-pflichtiges Einkommen | 0,999983 | -58,40 | 0,000 | 0,999981 | -78,97 | 0,000 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 28: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Frauen Ostdeutschland - fortgesetzt

| BETRIEBSVARIABLEN | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | Institutionelles | | | |
| Branchentarifvertrag | 1,48290 | 2,53 | 0,011 | 1,09995 | 3,95 | 0,000 |
| Haus-/Firmentarifvertrag | 1,77236 | 3,68 | 0,000 | 1,07023 | 2,60 | 0,009 |
| Betriebsrat | 4,02165 | 3,32 | 0,001 | 1,09966 | 3,62 | 0,000 |
| Geltung des KSchG | 2,73124 | 1,67 | 0,095 | 1,00669 | 0,08 | 0,937 |
| | | | Anpassungskosten | | | |
| Erwartete Umsatzentwicklung laufendes Jahr | 1,01029 | 5,19 | 0,000 | 0,99081 | -15,68 | 0,000 |
| Anteil Azubis | 0,000015 | -2,41 | 0,016 | 5,83353 | 5,02 | 0,000 |
| Anteil befrist Angestellte | 1,40683 | 0,80 | 0,424 | 1,76680 | 15,08 | 0,000 |
| Anteil sonstiger Angestellter | 78209,3 | 0,32 | 0,747 | 0,02691 | -1,76 | 0,079 |
| | | | Altersstruktur | | | |
| Anteil Über-50-Jähriger | 0,00004 | -15,42 | 0,000 | 0,24283 | -15,93 | 0,000 |
| Anteil Bis-30-Jähriger | 0,15048 | -2,96 | 0,003 | 0,28457 | -11,59 | 0,000 |
| | | | Qualifikationsstruktur | | | |
| Anteil ungelernter Arbeiter | 0,00020 | -1,92 | 0,055 | 2,26778 | 2,44 | 0,015 |
| Anteil Facharbeiter | 0,00021 | -1,90 | 0,057 | 2,46403 | 2,69 | 0,007 |
| Anteil einfacher Angestellter und Beamter | 0,00011 | -2,04 | 0,042 | 2,10090 | 2,19 | 0,028 |
| Anteil qualifizierter Angestellter und Beamter | 0,00012 | -2,04 | 0,042 | 2,24830 | 2,43 | 0,015 |
| | | | Age biased technological change | | | |
| | | | Technischer Stand der Anlagen – Referenz: mittel | | | |
| Sehr neu | 0,96339 | -0,23 | 0,817 | 0,93512 | -2,42 | 0,015 |
| Neu | 0,90929 | -1,19 | 0,235 | 0,98635 | -0,85 | 0,395 |
| Alt | 0,62516 | -3,88 | 0,000 | 0,91454 | -2,73 | 0,006 |
| Sehr alt | 1,92048 | 1,38 | 0,166 | 0,99479 | -0,06 | 0,949 |
| Investitionen in Kommunikationstechnik | 1,01987 | 0,26 | 0,794 | 1,00466 | 0,26 | 0,795 |
| Anteil der Investitionen am Umsatz | 1,24639 | 1,59 | 0,113 | 1,07017 | 4,21 | 0,000 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 29: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Frauen Ostdeutschland - fortgesetzt

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Sonstige betriebliche Kontrollvariablen | | | | | | |
| Branche – Referenz: Öffentlicher Sektor | | | | | | |
| Agrar, Energie Bergbau, Wasser | | | | 1,13814 | 3,63 | 0,000 |
| Verarbeitendes Gewerbe – Mittel- bis Hochtechnologie | | | | 0,72393 | -6,53 | 0,000 |
| Verarbeitendes Gewerbe – Mittel- bis Hochtechnologie | | | | 0,72411 | -8,20 | 0,000 |
| Baugewerbe | | | | 1,00559 | 0,12 | 0,906 |
| Handel | | | | 0,82718 | -4,02 | 0,000 |
| Verkehr | | | | 0,77472 | -3,69 | 0,000 |
| Finanzdienstleistungen | | | | 1,24195 | 3,92 | 0,000 |
| Wissensintensive Hochtechnologie-Dienstleistungen | | | | 0,83327 | -3,45 | 0,001 |
| Wissensintensive Unternehmensdienstleistungen | | | | 1,16980 | 2,39 | 0,017 |
| Operative Dienstleistungen | | | | 0,61890 | -7,36 | 0,000 |
| Gesundheitswesen | | | | 0,81321 | -8,61 | 0,000 |
| Sonstige personenbezogene Dienstleistungen | | | | 0,82231 | -7,82 | 0,000 |
| Grundstückswesen | | | | 1,67421 | 7,22 | 0,000 |
| Rechtsform – Referenz: Körperschaft öffentlichen Rechts | | | | | | |
| Einzelunternehmen | | | | 0,60907 | -5,85 | 0,000 |
| Personengesellschaft | | | | 1,06054 | 0,89 | 0,374 |
| GmbH | | | | 1,15001 | 5,37 | 0,000 |
| Kapitalgesellschaft | | | | 1,77582 | 12,47 | 0,000 |
| Sonstige Rechtsform | | | | 1,26242 | 8,37 | 0,000 |
| Stellung in Unternehmensorganisation – Referenz: Niederlassung | | | | | | |
| Einzelbetrieb | | | | 1,03876 | 1,62 | 0,105 |
| Zentrale | | | | 1,05966 | 1,98 | 0,048 |
| Mittelinstanz | | | | 1,12382 | 4,06 | 0,000 |
| Betriebsgröße | | | | | | |
| Beschäftigtenanzahl | 1,00024 | 0,60 | 0,547 | 1,00011 | 6,41 | 0,000 |
| Beschäftigtenanzahl ² | 1,00004 | 2,93 | 0,003 | 0,9999982 | -6,14 | 0,000 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 30: Cox-proportional hazard rate-Schätzungen – Frauen Ostdeutschland - fortgesetzt

| RENTENZUGANGSRECHT | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Altersrente nach Arbeitslosigkeit oder Altersteilzeit | | | | | | |
| Ohne Abschlag | 0,09963 | -22,60 | 0,000 | 0,07037 | -27,92 | 0,000 |
| Mit Abschlag | 0,53384 | -10,19 | 0,000 | 0,61550 | -8,30 | 0,000 |
| Max. Abschlag | 0,47754 | -10,62 | 0,000 | 0,44997 | -12,45 | 0,000 |
| Altersrente für Frauen | | | | | | |
| Mit Abschlag | 1,25173 | 5,88 | 0,000 | 1,21643 | 5,88 | 0,000 |
| Altersrente für Schwerbehinderte | | | | | | |
| Mit Abschlag | 0,50264 | -13,81 | 0,000 | 0,54932 | -13,48 | 0,000 |
| Altersrente für langjährig Versicherte | | | | | | |
| Ohne Abschlag | 0,62343 | -4,94 | 0,000 | 1,31725 | 3,68 | 0,000 |
| Mit Abschlag | 1,76052 | 5,42 | 0,000 | 2,69146 | 10,85 | 0,000 |
| Max. Abschlag | 0,55458 | -6,14 | 0,000 | 0,45648 | -9,13 | 0,000 |
| Erwerbsminderungsrente | | | | | | |
| Ohne Abschlag | 7,82129 | 30,85 | 0,000 | 8,34481 | 33,74 | 0,000 |
| Mit Abschlag | 6,83500 | 23,73 | 0,000 | 5,94058 | 24,24 | 0,000 |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

## 6.2 Einfluss von Personenvariablen

Nach der reinen Darstellung der Ergebnisse sollen die Ergebnisse der persönlichen Variablen zusammenfassend für alle Einzelschätzungen beschrieben werden. Die Kontrollvariable Alter erweist sich in jeder der Schätzungen als hoch signifikanter Einflussfaktor, der sich positiv auf die individuelle Hazardrate auswirkt. Dies gilt besonders in Ostdeutschland, wo je nach Geschlecht und Schätzansatz ein zusätzliches Lebensjahr die Hazardrate und damit die Austrittswahrscheinlichkeit der folgenden Jahre um bis zu 32% in die Höhe treibt, wie aus dem Wert für die hazard ratio von rd. 1,32 für Frauen in Ostdeutsche zu entnehmen ist. Für die Schätzungen für Westdeutschland ergibt sich der –verglichen mit Ostdeutschland deutlich geringere – positive Effekt erst nach Kontrolle für die betriebliche Heterogenität. Dies lässt darauf schließen, dass die Beschäftigungsmöglichkeiten für Ältere in den neuen Bundesländern ungünstiger sind, und bestätigt so deskriptiv gewonnenen Eindruck.

Einheitlich gestalten sich die Schätzergebnisse für die Variablen, die den Einfluss des Gesundheitszustandes ausdrücken sollen. In allen Fällen sind die geschätzten Koeffizienten hochsignifikant und die hazard ratios vom Wert „1“ verschieden. Dabei erweist sich besonders die Variable, die angibt, ob in den zwei Jahren vor dem aktuellen Spellende mindestens ein Freistellungsereignis zu beobachten war, als wichtiger Einflussfaktor. In den Altbundesländern erhöht dies die Hazardrate um den Faktor drei. Wer eine solche Freistellungsphase zu verzeichnen hat, zieht sich damit in der Folgezeit c.p. mit einer dreimal höheren Wahrscheinlichkeit aus dem Erwerbsleben zurück. Für Ostdeutschland sind die Werte mit einer hazard ratio bei bis zu 230% zwar weit geringer, allerdings immer noch sehr hoch. Möglicherweise kann dies damit erklärt werden, dass die Erwerbsbedingungen in den neuen Ländern unab-

hängig vom Gesundheitszustand der Person schlechter sind und dieser sich als weniger entscheidend für die untersuchte Fragestellung herausstellt.

Auch die Variablen, die die sonstige gesundheitliche Historik der Person abbilden, erweisen sich als hochsignifikant. Hier geht die Anzahl der Freistellungen seit der Erfassung sowohl untransformiert als auch in quadrierter Form ein. Damit bestätigt sich, was in vielen, oben erwähnten Studien belegt wurde: Gesundheit spielt eine wesentliche Rolle bei der Entscheidung, im Alter die Erwerbstätigkeit fortzuführen.

Zudem wurde für das Eintrittsdatum in den Betrieb bzw. ins Erwerbsleben kontrolliert. Sie sollen den Einfluss von betriebsspezifischem und allgemeinem Humankapital mit abdecken. Beide Angaben gehen unverändert und quadriert in die Schätzung ein. Dieses Vorgehen erweist sich als sinnvoll, da beide zugehörigen Parameter von einem hoch signifikanten Einfluss ihrer Variablen zeugen. Allerdings lassen die jeweils unterschiedlichen Vorzeichen auf einen nicht-monotonen Einfluss der Betriebszugehörigkeit und der allgemeinen Arbeitsmarkterfahrung schließen.

Die Variable „deutsch“ unterscheidet Personen mit und ohne deutschen Pass. Für Westdeutschland erhöht der Umstand deutsch zu sein, die Hazardrate signifikant um rd. zehn Prozent, während er für Frauen nicht bzw. gering signifikant ist. In den neuen Ländern geht von der deutschen Staatsangehörigkeit ein deutlich risikomindernder Effekt aus.

Für die Schätzung des Einflusses der beruflichen Stellung wurde die Referenz „Angestellter“ gewählt. Gegenüber dieser erweisen sich in Westdeutschland insbesondere die Arbeiter als „resistent“ vor dem Austritt, wohin gegen Meister einem höheren Risiko ausgesetzt sind. Für Ostdeutschland lässt sich – unabhängig vom Geschlecht – feststellen, dass einfache Arbeiter eine um c.p. rd. zehn Prozent höhere Hazardrate aufweisen als Angestellte, während die Koeffizienten anderer Kategorien insignifikant bleiben. Dieser Umstand ist möglicherweise der Deindustrialisierung in den neuen Ländern im Beobachtungszeitraum zuzuschreiben, die die Arbeitsmarktsituation dieser Gruppe negativ beeinflusst hat.

Auffällig sind für beide Landesteile und Geschlechter die jeweils hochsignifikanten Werte für Teilzeitbeschäftigung. Gerade wenn nur eine geringe Anzahl von Stunden wöchentlicher Arbeitszeit geleistet wird, verringert dies die geschätzte individuelle Hazardrate deutlich. Es kann vermutet werden, dass hierbei Personen ausschlaggebend waren, die zusätzlich zum Bezug einer vorzeitigen Altersrente hinzuverdienen und somit erst später als ihre Altersgenossen aus dem Erwerbsleben, wie es die hier gewählte Definition vorsieht, ausscheiden.

Gegenüber der Referenz „Hochschulabschluss“ sind alle anderen – und damit niedrigeren schulischen Bildungsabschlüsse mit einer erhöhten Hazardrate verbunden. Eine Ausnahme bilden hier die Frauen in Ostdeutschland, für die sich ein Hochschulausbildung nicht verzögernd auf den Austrittszeitpunkt auswirkt. Die Koeffizienten der Ausbildungskategorien blei-

ben meist insignifikant. Damit bestätigt sich die schon in der deskriptiven Analyse vermutete, schützende Einfluss akademischer Bildung vor einem frühzeitigen Erwerbsaustritt.

Als letzte der persönlichen Variablen wurden monetäre Einflüsse kontrolliert, die auch mit der Ruhestandsentscheidung in Verbindung stehen. Neben dem Tagesentgelt, das auch quadriert in die Schätzung mit eingeht, wurde mit dem kumulierten sozialversicherungspflichtigen Einkommen ein Regressor aufgenommen, der die Rentenhöhe annähern soll. Dabei zeigen die Ergebnisse für alle Koeffizienten höchste Signifikanz über die Geschlechter und Landesteile hinweg. Für den Lohn, für den der Einfluss theoretisch nicht klar ist, ergibt sich in jeder der vier Schätzungen für den ersten Term ein positiver, für das Quadrat aber ein negativer Einfluss, sodass sich ein umgekehrt u-förmiger Einfluss des Lohns feststellen lässt. Der negative Einfluss, der sich bei hohem Entgelt einstellt, ließe sich als Ausdruck der Nachfrageseite interpretieren, aber auch als Dominanz des Einkommens- über den Substitutionseffekt in einem Arbeitsangebotsmodell.

Die Summe der sozialversicherungspflichtigen Einkommen hat in jeder der Schätzungen einen hoch signifikant negativen Einfluss, was sich theoretisch nur schwer erklären lässt, da der Einkommenseffekt im Arbeitsangebot der Älteren zu einem frühzeitigen Austritt und damit einer *höheren* Hazardrate niederschlagen müsste. Möglicherweise deuten diese Ergebnisse auf Unzulänglichkeiten der Daten dieser Variablen hin.

## 6.3 Einfluss von betrieblichen Variablen

Der folgende Block von Variablen kontrolliert betriebliche Effekte Einflüsse auf die Wahl des Austrittsverhaltens.

### 6.3.1 Institutionelles

Wie oben beschrieben, sind Unternehmen von einigen Institutionen in ihrer Weiterbeschäftigungsentscheidung reglementiert oder beeinflusst. In dieser Studie konnten Geltung eines Tarifvertrages, die Existenz eines Betriebsrates und die Geltung des KSchG als solche Faktoren in das ökonometrische Modell einfließen.

Für die Bindung eines Betriebes an einen Branchentarifvertrag und die Existenz eines Haus- bzw. Firmentarifvertrages kommen die Schätzungen für Westdeutschland nicht zu signifikanten Ergebnissen. Danach reduzieren auch die, wie oben beschriebenen, tarifvertraglich festgelegten Hürden bei der Kündigung Älterer nicht das Risiko eines frühzeitigen Ausscheidens aus der Erwerbstätigkeit. Für Ostdeutschland ist gar ein positiver und hoch signifikanter Effekt dieser beiden Variablen zu beobachten. Es lässt sich vermuten, dass dies auf die in vielen Tarifverträgen festgehaltenen Bestimmungen zur Gewährung von Altersteilzeit seitens des Betriebes zurückzuführen ist. Da auch für den Wirtschaftszweig kontrolliert wurde, kann zudem ein Brancheneffekt für dieses Ergebnis nicht verantwortlich gemacht werden.

Allerdings muss hier einschränkend erwähnt werden, dass es sich bei der Tarifbindung um eine endogene Kontrollvariablen handelt, da es im Ermessen der Betriebe steht, einem Arbeitgeberverband beizutreten. Dies könnte die Ergebnisse verzerrt haben. Allerdings kann darauf verwiesen werden, dass sich der Effekt auch in den Schätzungen zeigt, in denen für unbeobachtete betriebliche Heterogenität kontrolliert wurde. Ein die Beschäftigung Älterer schützender Einfluss von Tarifverträgen ist mit der hier verwendeten Schätzmethode nicht nachweisbar.

Gleiches lässt sich über das Vorhandensein eines Betriebsrates aussagen: wieder mit Ausnahme der ostdeutschen Frauen ließen sich für keine der untersuchten Gruppen nennenswerte Einflüsse berechnen. Anders als es die oben zitierten Studien zum Einfluss eines Betriebsrates vermuten ließen, konnte hier für die Mehrzahl der untersuchten Personen ein verzögernder Einfluss auf den Austritt nicht gefunden werden. Damit unterstützt die Schätzungen Vermutungen von Wübbeke (2005), dass Mitbestimmungsorgane Frühverrentungen gegenüber Kündigungen Jüngerer als sozial verträglicher erachten und ihren Einfluss dahin gehend ausüben.

Auch die Vermutung, dass das KSchG und insbesondere seine in § 1 Abs. 3 festgehaltene Sozialauswahl den Rückzug aus dem Arbeitsmarkt verzögern würde, können nicht hier empirisch bestätigt werden. In diesem Fall alle Schätzungen brachten hohe empirische Signifikanzniveaus. Dies geht einher mit den Ergebnissen früherer eigener Arbeiten (vgl. Burgert (2006)), in denen keine Beschäftigungs- und Einstellungswirkungen für die Lockerung von Kündigungsschutzregeln ergeben hatten.

Zusammenfassend konnte den institutionellen Einflüssen kein signifikanter Einfluss auf die Weiterbeschäftigung Älterer bescheinigt werden. Dies lässt darauf schließen, dass die Regelungen ihre beabsichtigte Wirkung nicht erfüllen.

### 6.3.2 Anpassungskosten

Der folgende Komplex von Variablen hat – mit Ausnahme der ersten, den Umsatzerwartungen – gemein, dass sie das als Substitute für die Anpassung an eine verringerte Arbeitsnachfrage dienen.

Zunächst jedoch soll mit der für das laufende Jahr erwartenden Entwicklung des Umsatzes begonnen werden: Für Westdeutschland sind die Ergebnisse nach Kontrolle für betriebliche Heterogenität nicht bzw. schwach signifikant. So lässt sich die Vermutung, dass die kurzfristige wirtschaftliche Situation des Unternehmens die Erwerbssituation älterer Beschäftigter dauerhaft beeinflusst, nicht aufrechterhalten. In Ostdeutschland weisen die Vorzeichen gar in die der Vermutung entgegen gesetzte Rechtung. Eine Erhöhung der Umsatzerwartungen steigert hier c.p. die Hazardrate um rd. ein Prozent und erhöht die Austrittswahrscheinlichkeit der folgenden Jahre damit.

Der Anteil der Auszubildenden, deren Übernahme eine Alternative zur fortgesetzten Beschäftigung der 50-Jährigen und Älteren darstellt, bringt für eine verallgemeinerbare Aussage zu widersprüchliche Ergebnisse.

Für den Anteil der befristet Beschäftigten gilt, dass er in Westdeutschland einen deutlich negativen Einfluss auf die Hazardrate von Männern und Frauen ausübt. Man kann dies als Anzeichen dafür interpretieren, dass diese befristeten Verträge als Puffer dienen und damit auch die Beschäftigungssicherheit der älteren Kernbelegschaft wahren. Die Ergebnisse bestätigen auch in der multivariaten Analyse unsere deskriptiven Befunden von oben.

In der Gruppe der sonstigen Beschäftigten sind alle anderen Mitarbeiter des Betriebes, seien es Praktikanten, Freie Mitarbeiter oder Leiharbeitskräfte zusammengefasst. Ihr Anteil trägt zur Erklärung des Erwerbsverlaufes Älterer nicht bei. Dies deutet darauf hin, dass zwischen ihnen und der in dieser Variablen erfassten Randbelegschaft keine Substitutionsbeziehung vorliegt, sodass sich die beiden Gruppen nicht gegenseitig ersetzen lassen.

### 6.3.3 Heterogene Arbeit

Für die Altersstruktur des Betriebs ergeben sich, auch nach Kontrolle für betriebliche Heterogenität, hoch signifikante Einflüsse: sowohl der Anteil der Jüngeren (Bis-30-Jährigen) wie auch derjenige der Älteren (Über-50-Jährigen) im Betrieb wirkt sich verzögernd auf den Austrittstermin der Personen in der Stichprobe aus. Einzig für westdeutsche Frauen wurde ausgehend vom Anteil junger Beschäftigter der gegenläufige Effekt ermittelt. Dies lässt sich als Komplementarität von jüngeren Arbeitskräften mit den Über-50-Jährigen interpretieren. Den Schluss, dass Ältere durch die Einstellung Jüngerer verdrängt würden, was beispielsweise durch das Instrument der Altersteilzeit auch politische Unterstützung genießt, lassen die Daten nicht zu.

Ein wenig Vorsicht ist allerdings bei der Interpretation des Koeffizienten angebracht, da der Altenanteil gerade in Kleinbetrieben mit nur wenigen Personen dieser Jahrgänge stark endogen sein kann. Die hochsignifikanten Ergebnisse lassen allerdings die Hoffnung berechtigt erscheinen, dass das Ergebnis auch bei Beseitigung dieser Endogenität Bestand hat.

### 6.3.4 Age bias technological change

Um die Wirkungen technischen Fortschritts auf die Beschäftigungsaussichten von Älteren zu überprüfen, sind der technische Stand der Anlagen, die Frage, ob im vergangenen Jahr Investitionen in Kommunikationstechnik vorgenommen wurde, und der Investitionsanteil ins Modell aufgenommen worden. Während sich in der ersten Variablen das Investitionsgeschehen der vergangenen Jahre abbilden lässt, decken die letzten beiden Merkmale Angaben zu aktuellen Veränderungen im Betrieb ab.

Die Ergebnisse für den allgemeinen Zustand der Anlagen sind wenig einheitlich: für die westdeutsche Männer ergibt nur eine der Kategorien einen signifikanten Effekt. Gegenüber der Referenz einer neutralen Angabe, sind westdeutsche Männer einem deutlich geringeren Risiko des vorzeitigen Austritts ausgesetzt, wenn der Betrieb mit neuen Anlagen ausgestattet ist. Auf die weiblichen Beschäftigten im Westen scheinen diese Ergebnisse nicht übertragbar zu sein. So steigt die Hazardrate mit den Nennungen „neu“ und „sehr neu“ deutlich an. Allerdings schnellt sie auch für alte Anlagen gegenüber dem Vergleichswert deutlich und signifikant in die Höhe.

In den neuen Bundesländern stellt sich das Ergebnis anders dar. Hier erhöhen für Männer sehr alte und sehr neue Anlagen jeweils das Risiko des Übergangs. Allerdings schützen nach Selbsteinschätzung des Betriebs die Beschäftigungsverhältnisse der Älteren. Diese Aussage lässt sich auch auf den weiblichen Teil der ostdeutschen Stichprobe übertragen. Möglicherweise zeigen sich in diesen Werte die Ergebnisse von Rationalisierungsinvestitionen der 90er Jahre.

Der Einzug moderner Kommunikationstechnik ließ sich nur in den Erwerbsbiografien der Männer nachweisen. Für die Frauen bleibt ihr Einfluss insignifikant. Bei ersteren wirkte er jedoch nicht im Sinne einer Verdrängung Älterer aus dem Arbeitsmarkt. Im Gegenteil: Gaben die Betriebe an, solche Investitionen getätigt zu haben, verringerte sich die Wahrscheinlichkeit des Übergangs im darauf folgenden Jahr jeweils deutlich. So sinken für Westdeutsche die geschätzten Hazardraten um rd. 30 %, bei ostdeutschen Männern verringert sie sich immer noch um gut 20%.

Auf Investitionen allgemein lässt sich dieser Befund aber nicht übertragen. Mit steigendem Investitionsanteil des Unternehmens im jeweils vergangenen Jahr steigt die geschätzte Hazardrate für alle Gruppen. Jedoch sind die Effekte nur für die Männer signifikant.

Zusammengefasst ergeben die Ergebnisse dieses Variablenkomplexes kein eindeutiges Bild. Der gegenwärtige Einsatz moderner Anlagen, und damit die Investitionen in den zurückliegenden Jahren, wirken bei westdeutschen Männern verlängernd, auf alle anderen Gruppen eher verkürzend auf den weiteren Erwerbsverlauf. In der kurzen Frist wirken Investitionen anscheinend befördernd für den Austritt, wie die Koeffizienten des Investitionsanteils jedoch jedoch nur für die männlichen Stichproben zeigen. Die von Bartel und Sicherman (1993).aufgestellte These kann daher in ihrer Allgemeinheit nicht bestätigt werden, sondern nur für die Subgruppe der westdeutschen Männer. Die These, dass sich der Einzug von IKT in den Arbeitsalltag nachteilig für die Erwerbsposition Älterer auswirkt, konnte nicht bestätigt werden.

### 6.3.5 Sonstige betrieblichen Kontrollvariablen

Neben den oben beschriebenen Variablen wurde für eine Reihe weiterer betrieblicher Variabler kontrolliert. Dabei handelt es sich vor allem um Variablen, die für den einzelnen Betrieb über den Zeitverlauf konstant sind und daher in der stratifizierten Schätzung nicht Eingang fanden.

Bei der Schätzung des Einflusses der Branchenzugehörigkeit erwiesen sich gerade diejenigen Wirtschaftszweige, in denen körperliche Arbeit vorherrscht, als beschleunigend für den Erwerbsaustritt. Dies betrifft die Branchen „Agrar, Energie, Bergbau, Wasser“, aber auch den Bausektor und deckt sich mit den Ergebnissen von Wübbeke (2005b, S. 87). Die den Dummy-Variablen zugehörigen hazard ratios sind fast durchgängig signifikant höher als eins und weisen damit auf ein gegenüber der Referenzkategorie des öffentlichen Dienstes auf ein früheres Austrittsalter der dort Beschäftigten. Dies weist darauf, dass sich die Ergebnisse von Gustman und Steinmeier (1986) bestätigen, nach denen physisch anstrengende Tätigkeiten einen frühzeitigen Erwerbsaustritt befördern. Diese Argumentation lässt sich auch damit erhärten, dass besonders die Branchen aus dem tertiären Sektor durchweg niedrige Koeffizienten aufweisen.

Auch die Rechtsform des Unternehmens stellt eine weitgehend zeitinvariante Betriebsvariable dar. Ihr Einfluss wurde daher nur im Basismodell geschätzt. Die Referenzausprägung „Körperschaft öffentlichen Rechts“ gewährt in den westdeutschen Ländern nach den Regressionsergebnissen Schutz vor vorzeitigem Eintritt in den Ruhestand, während in den neuen Ländern andere Rechtsformen einen signifikant verzögernden Effekt ausüben. Es fällt zudem auf, dass in fast allen Schätzungen die Variable „Einzelunternehmen“ mit einer hazard ratio von signifikant unter „eins“ versehen sind und Beschäftigte in dieser Rechtsform geringere Gefahr eines frühzeitigen Ausscheidens laufen.

Für die Stellung in der Unternehmensorganisation wurde die Referenz „Niederlassung“ gewählt. Steht der Betrieb des Arbeitnehmers in der Unternehmensorganisation an anderer Stelle, wie z.B. ein Betrieb in der Unternehmenszentralem, erhöht sich die Hazardrate i.d.R. deutlich.

Zuletzt wurde der Einfluss der Betriebsgröße geschätzt. Sie geht sowohl einfach als auch quadriert in die Modellgleichung ein. Für alle Teilschätzungen ergibt sich ein positiver Einfluss der Betriebsgröße auf die Hazardrate. Dies deckt sich mit den Schätzungen von Wübbeke (2005b), die für Großbetriebe ebenfalls deutlich erhöhte hazard ratios des Überganges vorfindet. Das Ergebnis kann dadurch erklärt werden, dass in größeren Betrieben ein größerer interner Arbeitsmarkt es erleichtert, bei geänderten Qualifikationsanforderungen oder Fähigkeiten eine alternative Beschäftigung zu finden.

## 6.4 Einflüsse des Rentenzugangsrechts

Um die institutionellen Regelungen des Rentenzugangs als bedeutendem Zielzustand der Abgänger aus der Erwerbstätigkeit zu erfassen, wurden Variablen gebildet, die personen- und zeitpunktspezifisch angaben, ob und unter welchen Voraussetzungen eine vorzeitige Alters bzw. Erwerbsminderungsrente möglich war. Aufgrund der oben beschriebenen unzureichenden Datenlage können diese Variablen jedoch nur näherungsweisen Charakter haben. Grundsätzlich wurden für jede Rentenzugangsform drei Variablen gebildet, die angeben, ob der Zugang ohne, mit oder gar nur mit maximalem Abschlag offen stand. Referenz bildet dabei immer der Zustand, dass die betreffende Rente noch nicht bezogen werden konnte. Fehlende Schätzergebnisse sind aufgrund von parallelen Änderungen der Gesetzeslage auf Multikollinearität zurückzuführen.

Insgesamt sind alle einbezogenen Variablen im stratifizierten Modell hoch signifikant und zeigen die wichtige Bedeutung der rentenrechtlichen Anreizwirkungen auf die Erwerbsbeteiligung der älteren Erwerbsbevölkerung. So plausibel die Ergebnisse in der Gesamtschau sind, umso verwirrender nehmen sich die Details der Schätzungen aus. Insbesondere die hazard ratios für den Rentenzugang aus Altersteilzeit und Arbeitslosigkeit weisen allesamt auf einen austrittsverzögernden Effekt hin. Dabei muss allerdings die Ereignisvariable ins Gedächtnis gerufen werden. Dieses ist nicht als Renteneintritt, sondern als Austritt aus dem Erwerbsleben definiert. Personen, die diese Zugangsart wählen, gelten zum Zeitpunkt eines möglichen Renteneintritts schon lange als ausgetreten. Für die anderen Variablen ergibt sich i.d.R. der erwartete beschleunigende Effekt.

# 7 Zusammenfassung und Ausblick

In der vorliegenden Arbeit wurde erstmals auf Basis von Personendaten, die umfangreiche Betriebsinformationen enthalten, die Renteneintrittsentscheidung untersucht. Zwar musste das Eintrittsereignis durch den Austritt älterer Beschäftigter aus dem Erwerbsleben angenähert werden. Jedoch können aufgrund des engen zeitlichen Zusammenhanges zwischen diesen beiden Ereignissen schon jetzt Schlüsse auf das Zugangsverhalten in die gesetzliche Alterssicherung gezogen werden. Mit Hilfe der detaillierten Angaben zur betrieblichen Seite des Arbeitsmarktes konnte dabei die Nachfrageseite des Arbeitsmarktes genauer als in vorangegangenen Analysen in die ökonometrische Schätzung des Erwerbsaustritts einbezogen werden.

Bisher kommt nur in wenigen Arbeiten zu dem Thema der Einfluss der betrieblichen Seite zur Geltung: Die Studie schließt damit an die Arbeiten von Wübbeke (2005a, 2005b) an, die für die Zeitspanne von 1975 bis 1995 mit Daten der IABS, ergänzt um Daten der Rentenversicherer, bereits einige betriebliche Größen in ihre Schätzungen einbeziehen konnte.

Der verwendete Datensatz zeichnet mit seinen Angaben über die Erwerbsverläufe von rd. 425 000 auswertbaren Individuen des Jahrganges 1946 und früher im Zeitraum von 1996 bis 2004 ein genaues Bild des Austrittsverhaltens dieser Personengruppe und kann auf einige wichtige, bisher nicht untersuchte Einflussgrößen, die im IAB-Betriebspanel erfragt wurden, zurückgreifen. Leider konnte die zunächst vorgesehene Zusammenführung der LIAB-Daten mit denen der Rentenversicherung nicht realisiert werden. Dies hat sich in der Analyse einerseits was das mögliche Auswertungsziel anging, ausgewirkt. Für die Finanzierung der Rentenversicherung ist neben dem Ende der individuellen Beitragszahlungen insbesondere der Renteneintritt und damit der Beginn von Auszahlungen von besonderer Bedeutung. Der Analyse des Austrittsprozesses würde gerade vor dem Hintergrund der sich rasch ändernden Rentenzugangsbedingungen in dem beobachteten Zeitraum eine genauere Erfassung von Anwartschaften und dem Versicherungsverlauf zugute kommen.

Für die multivariate Schätzung der Einflüsse auf das individuellen Austrittsverhalten wurde getrennt für Männer und Frauen, sowie Ost- und Westdeutschland ein stratifiziertes Cox proportional hazard rate Modell geschätzt und damit zusätzlich zu den Kontrollvariablen für unbeobachtete betriebliche Heterogenität kontrolliert. Das Modell zeichnet sich durch eine besonders flexible Form der Bestimmung der Basishazardrate aus.

Die Hypothese, dass das Austrittsverhalten durch institutionelle Hürden der Betriebe bei der Entlassung von Älteren wesentlich beeinflussen, konnte nicht bestätigt werden. Weder die Geltung des für Ältere besonders strengen Kündigungsschutzgesetzes, noch die Existenz eines Betriebsrates hatten signifikanten Einfluss. Für Ostdeutschland konnte gar ein beschleunigender Effekt der Tarifbindung auf die Austrittsentscheidung ermittelt werden, der möglicherweise auf die dann erleichterte Wahrnehmung der Altersteilzeit durch den Versicherten zurückzuführen ist. Auch die Annahme, dass die betriebliche Entscheidung über die Weiterbeschäftigung Älterer in starkem Ausmaß als Anpassungsinstrument des Personalbedarfs bei Nachfrageschwankungen dient, konnte so nicht bestätigt werden. Vielmehr zeigte sich, dass in Zeiten steigender Umsatzerwartungen des beschäftigenden Betriebes die individuelle Wahrscheinlichkeit des Übergangs in den Ruhestand sogar steigt. Dagegen scheinen andere Gruppen der Belegschaft stärker von kurzfristigen Anpassungen betroffen zu sein und damit die Beschäftigung Älterer zu schützen: Für Westdeutschland lassen sich deutlich austrittsverzögernde Effekte ausmachen, die von einem hohen Anteil befristet Beschäftigter ausgehen. Einflüsse, die von der Altersstruktur ausgehen, deuten darauf hin, dass eine ausgewogene Verteilung der Altergruppen zu einer erhöhten Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit der Über-50-Jährigen führt. Die These einer Verdrängung Älterer aus dem Erwerbsleben aufgrund sich wandelnder Qualifikationsanforderungen mit dem Einzug moderner Kommunikations- und EDV-Technik findet in den Schätzergebnissen keinen Widerhall. Im Gegenteil konnte für Männer nachgewiesen werden, dass entsprechende betriebliche Investitionen den Austrittsprozess verlangsamen.

Wünschenswert wäre es, in Zukunft mit dem Zuspielen von Individualdaten der Rentenversicherer den Versicherungsstatus der untersuchten Personen genauer zu erfassen und damit neben dem tatsächlichen Renteneintritt auch exakte Angaben über Anwartschaften und Wartezeiten, die für den Bezug von vorzeitigen Altersrenten entscheidend sind, zu erhalten und so die Option des Erwerbsaustrittes besser kontrollieren zu können. Auch haben frühere Studien gezeigt, dass mit der Einbeziehung von Variablen des familiären Kontexts, wie Angaben zu Kindern und insbesondere Ehepartner darstellen, die Modellierung der Ruhestandsentscheidung verbessern lässt. Wichtigste Voraussetzung zukünftiger, auf dieser Untersuchung aufbauender empirischer Arbeit wird es daher sein, die verwendeten LIAB-Daten um Rentenversicherungsdaten zu ergänzen.

Mit unseren neuen und in dieser Form bisher noch nicht vorhandenen Ergebnissen liegen wichtige Antworten auf rentenrelevante Fragestellungen der Arbeitsnachfrage für eine zielgenaue Renten- und letztlich Wirtschafts- und Sozialpolitik vor. Die Ergebnisse dieses Basisprojektes ermutigen somit, ein darauf aufbauendes Projekt anzugehen, in dem – dann auch unter Verwendung von Daten der Rentenversicherer – der Übergang zwischen Erwerbs- und Ruhestandsphase in seinen unterschiedlichen Verlaufsformen anhand eines competing risks Modells untersucht würde.

# Literatur

Abowd, J. und F. Kramarz (1999), *The analysis of labor markets using matched employer-employee data,* in: O. Ashenfelter and D. Card (eds.): Handbook of Labor Economics, Vol. 3B, Elsevier, Amsterdam, S. 2567-2627.

Achtenhagen, C. (2004), *Arbeitsmarktpolitische Maßnahmen zugunsten Älterer,* Peter Lang Verlag, Frankfurt.

Addison, J.T., Schnabel, C. und J.- Wagner (2001), *Work councils in Germany: their effects on establishment performance,* in: Oxford Economic papers, 53 (4), S. 659-694, Oxford

Ahituv, A. und J. Zeira (2000), *Technical Progress and Early Retirement*, Discussion paper 2614, CEPR.

Alda, H. (2005), *Die Verknüpfungsqualität der LIAB-Daten,* FDZ-Datenreport Nr. *1/2005*

Alda, H. und D. Herrlinger (2005a), *LIAB-Datenhandbuch –Version 1.0,* FDZ-Datenreport Nr. 7/2005, Nürnberg.

Alda, H. und D. Herrlinger (2005b), *LIAB-Datenhandbuch –Version 1.0 – Anlageband I ,* FDZ-Datenreport Nr. 7/2005, Nürnberg.

Alda, H. und D. Herrlinger (2005c), *LIAB-Datenhandbuch –Version 1.0 – Anlageband II,* FDZ-Datenreport *Nr. 7/2005,* Nürnberg.

Allart, P., H. Alda und L. Bellmann (2005), *Churning and Institutions,* Churning and institutions - Dutch and German establishments compared with micro-level data, IAB Discussion Paper Nr. 12/2005, Nürnberg.

Anderson, K.H. und R.V. Burkhauser (1985), *The Retirement-Health Nexus: A New Measure of an Old Puzzle*, in: Journal of Human Resources, 21, S. 118-137.

Antolin, S. und S. Scarpetta (1998), *Microeconomic analysis of the retirement decision: Germany,* Working paper No. 204, Paris: OECD Economics Department.

Arnds, P. und Bonin, H. (2003), *Frühverrentung in Deutschland: Ökonomische Anreize und institutionelle Strukturen*, in: M. Herfurth, M. Kohli and K. F. Zimmermann (Hrsg.): *Arbeit in einer alternden Gesellschaft*, S. 65-91, Leske+Budrich, Leverkusen.

Autor, D. H., F. Levy, und R.J. Murnane (2001), *The skill content of technological change: an empirical exploration,* NBER Working Paper No. 8337, Cambridge (Mass.).

Bartel, A. und N. Sicherman (1993), *Technological Change and retirement Decisions of Older Workers,* in: Journal of Labour Economics, Bd. 11(1), S. 162-183.

Bailey, K. (1984), *Asymptotic Equivalence Between the Cox Estimator and the General Maximum Likelihood Estimator of Regression and Survival Parameters*, in: Annals of Statistics 12 (2), S. 730–736.

Bazzoli, G. (1985), *The early retirement decision: New Empirical Evidence of the Influence of Health,* in: Journal of Human Resources, Bd. 20 (2), S. 214-234.

Becker, G. S. (1964), *Human Capital,* NBER, Cambridge (Mass).

Beckmann, M. (2002), *Die Auswirkungen des betrieblichen Personalabbaus auf die Altersstruktur der Belegschaften in westdeutschen Unternehmen,* in: Bellmann L. und A. Kölling (Hrsg.): Betrieblicher Wandel und Fachkräftebedarf, S.133-171, Nürnberg.

Beckmann, M. und L. Bellmann (2002), *Churning in deutschen Betrieben welche Rolle spielen technischer Fortschritt, organisatorische Änderungen und Personalstruktur?,* in: L. Bellmann & A. Kölling (Hrsg.), Betrieblicher Wandel und Fachkräftebedarf, Nürnberg: S. 133-171 Reihe / Serie: Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung Nr. 257.

Bender, S., D. Konietzka und P. Sopp (2000), *Diskontiniutät im Erwerbsverlauf und betrieblicher Kontext,* in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Bd. 52(3), S. 475-499.

Bender, Stefan, J. Preißler und C. Wübbeke (2000), *Betriebliche Determinanten des Generationenaustausches in westdeutschen Betrieben - eine Untersuchung auf der Basis des IAB-Employer-Employee-Datensatzes für die Jahre 1994 und 1995*, in: R. George und O. Struck (Hrsg.): *Generationenaustausch im Unternehmen*, München u.a.: Hampp S. 209-225.

Bergemann, A. und A. Mertens (2004), *Job Stability Trends, Layoffs and Transitions to Unemployment: An Empirical Analysis for West Germany, IZA Discussion Paper No. 1368, Bonn.*

Bergemann, A. und H. Schneider (1998), *Ist der deutsche Arbeitsmarkt beweglicher geworden? – Eine Analyse anhand der Unternehmenszugehörigkeitsdauer in Westdeutschland, in. Wirtschaft im Wandel, Bd. 11.*

Bertschek, I. (2004),*Führt IT-Nutzung zu altersfeindlicher Reorganisation von Arbeit? Eine Untersuchung auf Grundlage der IKT-Umfrage des ZEW,* in: B. Fitzenberger, W.

Smolny und P. Winker (Hrsg.): *Herausforderungen an den Wirtschaftsstandort Deutchland,* Schriftenreihe des ZEW; Band 72, Mannheim.

Bispinck, Reinhard und WSI-Tarifarchiv (2002), *Tarifpolitik für ältere ArbeitnehmerInnen- eine Analyse von tariflichen Regelungen in ausgewählten Tarifbereichen,* Elemente qualitativer Tarifpolitik Nr. 49, Düsseldorf.

Blau, D. (1994), *Labor Force Dynamics of Older Men,* in: Econometrica, Bd. 62, S. 117-156.

Blau, D. (1998), *Labour Force Dynamics of Older Married Couples,* in: Journal of Labour Economics, Bd. 17(3).

Blau, D. und D.B. Gilleskie (1998), *A Dynamic Structural Model of Health Insurance and Retirement*, manuscript. University of North Carolina at Chapel Hill

Blau, D. und R. T. Riphahn (1998), *Labour Force Transitions of Older Married Couples in Germany*, IZA working paper No. 5.

Börsch-Supan, A. (1998): *Incentive Effects of Social Security on Labor Force Participation: Evidence in Germany and Across Europe*, NBER Working Paper no. 6780, Cambridge (Mass.).

Börsch-Supan, A. und R. Schnabel (1998a), *Social Security and Declining Labor Force Participation in Germany*, American Economic Review, Bd. 88(2), S. 173- 178.

Börsch-Supan, A. und R. Schnabel (1998b), *Social security and retirement in Germany*, in J. Gruber & D.A. Wise: *Social security and retirement around the world*, S. 135-181, Chicago: The University of Chicago Press.

Börsch-Supan, A., I. Düzgün und M. Weiss (2005), *Altern und Produktivität: Zum Stand der Forschung*, MEA discussion paper 73-2005.

Boockmann, B. und S. Steffes (2005), *Individual and Plant-level Determinants of Job Durations in Germany*, ZEW discussion paper 89-05, Mannheim.

Boockmann, B. und T. Zwick (2004), *Betriebliche Determinanten der Beschäftigung älterer Arbeitnehmer,* in: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung, Jg.35(1), S. 53-63.

Boockmann, B. und S. Steffes (2005), *Individual and Plant-level Determinants of Job Durations in Germany*, ZEW discussion paper 89-05, Mannheim.

Borghans, L. und B. ter Weel (2002), *Do Older Workers Have More Trouble Using a Computer than Younger Workers*?, in: Research in Labor Economics, 21, S. 139-173.

Boskin, M. J. und M. D. Hurd (1978), *The Effect of Social Security on Early Retirement*, in: Journal of Public Economics, Bd. 10, S. 361-377.

Bound, J. (1991), *Self-reported health vs. objective measures of health in retirement models,* in: Journal of Human Resources, Bd. 24, S. 106-138.

Brussig, M., M. Knuth und O. Schweer (2006), *Arbeitsmarktpolitik für ältere Arbeitslose - Erfahrungen mit „Entgeltsicherung“ und „Beitragsbonus“,* IAT-Report 2006-02, Gelsnekirchen.

Büttner, R. und M. Knuth (2004), *Spätere Zugänge in Frührenten – Regelaltersrente auf dem Vormarsch,* Altersübergangs-Report 2004-01, http://www.iatge.de/auem-report/2004/2004-01/auem2004-01.pdf, Stand: 4.7.2005.

Büttner, R. (2004), *Die Wirkungsweise der Rentenreformen auf den Altersübergang,* Altersübergangs-Report 2005-01, http://www.iatge.de/auem-report/2005/2005-01/auem2005-01.pdf, Stand: 4.7.2005.

Büttner, R., Knuth, M. und S. Wojtowski (2005), *Die Kluft zwischen Erwerbsaustritt und Renteneintritt wird wieder größer,* Altersübergangs-Report 2005-03, http://www.iatge.de/auem-report/2005/2005-03/auem2005-03.pdf, Stand: 4.7.2005.

Bundesagentur für Arbeit (2004), *Merkblatt 14: Gleitender Übergang in den Ruhestand, Hinweise für Arbeitgeber und Arbeitnehmer,* Nürnberg.

Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (2005), *Ratgeber zur Rente*, Berlin.

Burgert (2006), *Einstellungschancen von Älteren – Wie wirkt der Schwellenwert im Kündigungsschutz?,* in: J. Merz: Konferenzband zur Konferenz „Freie Berufe, Einkommen und Steuern, im Erscheinen, Lüneburg.

Cameron, A. und P. Trivedi (2005), *Microeconometrics – Methods and Applications,* Cambridge University Press, Cambridge.

Chan, S. und A. H. Stevens (1999), *Employment and Retirement following a Late-Career Job Loss,* in: American Economic Review, 89, S. 211-216.

Chennells, L. und J. Van Reenen (2002), *Has Technology Hurt Less Skilled Workers? An Econometric Study of the Effects of Technical Change on the Structure of Pay and Jobs*, in: L'Horty, Y., N. Greenan and J. Mairesse Hrsg.: *Productivity, Inequality and the Digital Economy*, MIT Press: Boston, S. 175-225.

Christensen, B.J. und N. Datta Gupta (1994), *A dynamic programming model of the retirement behaviour of married couples,* CAE Working Paper 94.

Clewes, M, W. Gould und R. Gutierrez (2004), *An Introduction to Survival Analysis Using Stata,* Revised Version, StataPress, College Station, Texas.

Deary, I., L. Whalley, H. Lemmon, J. Crawford und J. Starr (2002), *The stability of individual differences in mental ability from childhood to old age: follow-up of the 1932 Scottish Mental Survey,* in: Intelligence, Bd. 28, S. 49-55.

Deutscher Bundestag (2006), *Die Wirksamkeit moderner Dienstleistungen am Arbeitsmarkt,* Bundestagsdrucksache 16/505, Berlin.

DiNardo J. und J. S. Pischke (1997), *The return to computer use revisited: have pencils changed the wage structure too?,* in: Quarterly Journal of Economics, Bd. 112, S. 291-303.

Dwyer, D. (2001), *Planning for Retirement: The Accuracy of Expected Retirement Dates and the Role of Health Shocks,* CRR working paper 2001-48.

Dwyer, D. und O. Mitchell (1998), *Health Problems as Determinants for Retirement: Are Self-Rated Measures Endogenous?,* in: Journal of Health Economics, Bd. 18, S. 173-193.

Eichhorst, W. und C. Sproß (2005), IAB-Kurzbericht No.16, Nürnberg

Engstler, H. (2004), *Geplantes und realisiertes Austritts alter aus dem Erwerbsleben*, DZA-Diskussionspapier No. 41, Berlin.

Estevez-Abe, M., T. Iversen und D. Soskice (2001), *Social Protection and the Formation of Skills: A Reinterpretation of the Welfare State*, in: Peter A. Hall und David Soskice (Hg.): *Varieties of Capitalism. The Institutional Foundations of Comparative Advantage*, S. 145-183, Oxford University Press, Oxford.

Feldstein, M. (1974), *Social security, induced retirement and aggregate capital accumulation*, in: Journal of Political Economy, Bd. 82, S. 902-926.

Fitzenberger, B., A. Garloff und K. Kohn (2003), *Beschäftigung und Lohnstrukturen nach Qualifikation und Altersgruppen: Eine empirische Analyse auf Basis der IAB- Beschäftigtenstichprobe,* ZEW Discussion Paper 03-75.

Fitzenberger, B., A. Osikominu und R. Wolter (2005), *Imputation Rules to Improve the Education Variable in the IAB Employment Subsample,* FDZ Methodenreport 03/2005, Nürnberg.

Friedberg, L. (2003), *The Impact of Technological Change on Older Workers: Evidence from Data on Computer Use,* in: Industrial and Labor Relations Review, 56 (3), S. 511-529.

Funk, L. (2004), *Employment Opportunities for Older Workers: A Comparison of Selected OECD Countries, in: CESifo DICE Report, S. 22-33.*

Gartner, H. (2005), *The Imputation of Wages above the Contribution Limit with the German IAB Employment Sample,* FDZ Methodenreport Nr.2/2005, Nürnberg.

Gatter, J. (2004), *Personalpolitik und alternde Gesellschaft: betriebliche Ursachen für die Persistenz der Frühverrentung aus Sicht der Neuen Institutionenökonomie,* Hampp, München.

Gatter, J. und B. K. Hartmann (1995), *Betriebliche Verrentungspraktiken zwischen arbeitsmarkt- und rentenpolitischen Interessen,* Sonderdruck aus: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.

Gustman, A., und T. Steinmeier (1986), *A structural retirement model,* in: Econometrica, Vol. 54, S. 555-584.

Gustman, A., und T. Steinmeier (1994), *Retirement in a Family Context: A Structural Model for Husbands and Wives*, NBER Working Paper No. 4629.

Hamermesh, D.S. (1993), *Labor Demand,* Princeton University Press, Princeton.

Helberger, C. und J. Schwarze (1986), *Umfang und Struktur der Nebenerwerbstätigkeit in der Bundesrepublik Deutschland,* in: Mitteilungen für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 2, S. 271-286.

Heyma, A. (2001), *Dynamic models of labour force retirement: an empirical analysis of Early Exit in the Netherlands*, Tinbergen Institute Research Series; 257.

Heyma, A. (2004), *A Structural Dynamic Analysis of Retirement Behaviour in the Netherland*s, in: Journal of Applied Econometrics, S. 739-759.

Heywood, J., Lok-Sang Ho und X. Wei (1999), *The Determinants of Hiring Older Workers: Evidence from Hong-Kong*, in: Industrial and Labor Relations Review, Bd. 52(3), S. 444-459.

Hirsch, B. T., MacPherson D.A. und M.-C. Hardy (2000), *Occupational Age Structure and Access for Older Workers, in*: Industrial and Labor Relations Review, Bd. 53(3), S. 401-418.

Horn, J. L. und R. B. Cattell (1966), *Refinement and Test of the Theory of Fluid and Crystallized Intelligence,* in: Journal of Educational Psychology, Bd. 57, S. 253-270.

Horn, J. L. und R. B. Cattell (1967), *Age Differences in Fluid and Crystallized Intelligence,* in: Acta Psychologica, Bd. 26, S. 107-129

Hurd, M.D. (1990), *The Joint Retirement Decisions of Husbands and Wives,* in: D.A. Wise (Hrsg.): *Issues in the Economics of Aging, University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research*.

Hurd, M. und K. McGarry (1993), *The Relationship between Job Characteristics and Retirement,* Working Paper No. 4558, Cambridge (Mass.).

Hutchens, R. (1986), *Delayed Payment Contracts and a Firms Propensity to Hire Older Workers*, in: Journal of Labor Economics, Band 4, S. 439-457.

Hutchens, R. (1987), *A Test of Lazear's Theory of Delayed Payment Contracts,* in: Journal of Labor Economics, Band 5, S. 153-170.

Jaenichen, U., Kruppe, T., Stephan, G., Ullrich, B. und F. Wießner (2005), *You can Split it if you really want, Korrekturvorschläge für ausgewählte Inkonsistenzen in IEB und MTG,* FDZ-Datenreport 4/2005, Nürnberg.

Jahn, E. und C. Schnabel (2003), *Bestandsschutz durch Abfindungen: Höhere Rechtssicherheit und Effizienz,* in: Wirtschaftsdienst, Bd. 4, S. 219-223.

Jenkins, S. (2005), *Panel Data Methods, Part II: Survival Analysis, manuskript, Essex.*

Kirner, E. und V. Meinhardt (1997), Gesetzliche Rentenversicherung: Senkung des Rentenniveaus nicht der richtige Weg, *DIW Wochenbericht 24-25/97, Berlin.*

Koller, B. (2001), *Das Rentenalter wurde angehoben – zieht der Arbeitsmarkt mit?*, IAB Werkstattbericht Nr.7, Nürnberg.

Kruger, A. B. (1993), *How computers have changed the wage structure: evidence from microdata, 1984-1989,* in: Quarterly Journal of Economics, Bd. 108, S. 33-60.

Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge University Press.

Larsen, M. und N. Datta Gupta (2004), *The Impact of Health on Individual Retirement Plans: a Panel Analysis comparing Self-reported versus Diagnostic Measures,* Working paper 04-7, Department of Economics, Aarhus School of Business.

Lazear, E. (1979), *Why is there mandatory retirement?,* in: Journal of Political Economy, 87, S. 1261-1284.

Leigh, D. (1984), *Why is there Mandatory Retirement? An Empirical Reexamination*, in: Journal of Human Resources 19 (4): 512-531.

Levy, F. und R.J. Murnane (1996), *With what skills are computers a complement?,* in: American Economic Review, Bd. 86, S. 258-262.

Lindeboom, M. und M. Kerkhofs (2002), *Health and Work of the Elderly – Subjective Health Measures, Reporting Errors and the Endogenous relationship between Health and Work*, IZA-Discussion Paper No. 457, Bonn.

Loewenstein G. und N. Sicherman (1991), *Do Workers Prefer Increasing Wage Profiles?,* in: Journal of Labor Economics, Vol. 9, No.1, S. 67-84.

Lumsdaine, R. und O.S. Mitchell (1999), *New Developments in the Analysis of Retirement Behavior*, in: O.Ashenfelter und D.Card: Handbook of Labour Economics, Vol. 3C.

Mastrogiacomo, M., R. Alessie und M. Lindeboom (2004), *Retirement Behaviour of Dutch Elderly Households*, in: Journal of Applied Econometrics, Bd. 19, S. 777-793.

McGarry, K. (2002), *Health and Retirement: Do Changes in Health Affect Retirement Expectations?,* NBER Working Paper No.9317, Cambridge (Mass.).

Michaelis, K. und C. Rieckhoff (2003), *Anreize im Rentenrecht zur Erwerbsbeteiligung Älterer,* in: Mitteilungen der deutschen Angestelltenversicherung, 01/03, S. 6-11, Berlin.

Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings.* NBER, Cambridge (Mass.).

Mortensen, D. T. (1978), *Specific capital and labor turnover,* in: Bell Journal of Economics, Band 9 (2), S. 572–586.

OECD (2004), *OECD Employment Outlook 2004,* Paris.

Oster, S. und D. Hamermesh (1998), *Aging and Productivity among Economists,* in: The Review of Economics and Statistics, Bd. 80 (1), S. 154-156.

Park, D., R. Nisbett und T. Hedden (1999), *Culture, Cognition and Aging,* in: Journal of Gerontology, Bd. 54 B, S. 75-84.

Pischner, R. und G. Wagner (1992), *Zwei Aspekte der Flexibilität beim Übergang vom Erwerbsleben in den Ruhestand,* in: Hujer, R., Schneider, H. und W. Zapf (Hrg.): *Herausforderungen an den Wohlfahrtsstaat im strukturellen Wandel*, S. 99-115, Campus, Frankfurt.

Quinn, J. (1977), *Microeconomic determinants of early retirement: a cross-sectional View of white married men*, in: Journal of Human Resource, Bd.12, S. 329-347.

Quinn, J., R. Birkhauser und D. Myers (1990), *Passing the Torch: The Influence of Economic Incentives on Work and Retirement,* Upjohn Institute, Kalamazoo.

Riphahn, R.T. und P.Schmidt (1997), *Determinanten des Rentenzugangs: Eine Analyse altersspezifischer Verrentungsraten,* in: Jahrbücher für Wirtschaftswissenschaften, Bd. 48, S. 133-147.

Ridder, G. und I. Tunali (1999), *Stratified partial likelihood estimation,* in: Journal of Econometrics 92(2), S. 193-232.

Rosenow, J. und G. Wagner (1994), *Das staatliche Rentenzugangsinstrumentarium und die Entwicklung des Rentenzugangs,* in: Rosenow, J. und F. Naschold: Die Regulierung von Altersgrenzen, edition sigma, Berlin.

Rust, J. (1989), *A dynamic programming model of retirement behaviour,* in. D. A, Wise (Hrsg.) *The economics of aging, S. 359-403*, Chicago: The University of Chicago Press.

Rust, J., Phelan, C. (1997), *How social security and Medicare affect Retirement behaviour in a world of incomplete markets*, in: Econometrica, Bd. 86, S. 781-831.

Sammartino, F. (1987), *The effect of heath on retirement,* in: Social security Bulletin, Bd. 50 (2), S. 31-47.**k**

Schasse, U. (1991), *Betriebszugehörigkeitsdauer und Mobilität – Eine empirische Untersuchung zur Stabilität von Beschäftigungsverhältnissen*, Campus, Frankfurt.

Schleife, K. (2004), *Computer Use and the Employment Status of Older Workers – An Analysis based on Individual Data, ZEW Discussion paper No. 04-62, Mannheim.*

Schmidt, M. (2003), *The need for Modernising German Labour Law arising from the ban of age discrimination*, in: Blaupin, R. und M.Weiss (Hrg.): Changing Industrial Relations and Modernisation of Labour Law, Kluwer.

Schmidt, P. (1995), *Die Wahl des Rentenalters – Theoretische und empirische Analyse des Rentenzugangsverhaltens in West- und Ostdeutschland,* Verlag Peter Lang, Frankfurt.

Siddiqui, S. (1997), *The pension incentive to retire: empirical evidence for West-Germany*, in: Journal of Population Economics, 10, S. 463-486.

Skirbekk, V. (2003), *Age and Individual Productivity: A Literature Survey,* MPIDR Working paper 2003-028.

Strotmann, H. und W. Hess (2003), *Eigenschaften und Beschäftigungschancen älterer Arbeitnehmer sowie betriebliche Maßnahmen für ältere Arbeitnehmer in Baden- Württemberg*, IAW Short report 7, Tübingen.

Stück, Heiner (2003), *Gleitend in den Ruhestand? Gesetzliche, tarifliche und tastsächliche Entwicklung der Altersteilzeit,* Arbeitnehmerkammer Bremen (Hg.), Bremen.

VDR (1997), *.Das Rentenreformgesetz 1999,* Frankfurt.

VDR (2001), *Rentenreform 2001 – Das Wichtigste im Überblick*, Frankfurt.

VDR (2004), *Rentenversicherung in Zeitreihen,* Frankfurt.

Viehbrok, H. (1997), *Das Arbeitsangebot im Übergang von der Beschäftigung in den Ruhestand, eine Analyse der Arbeitsanreize durch sozialrechtliche Regelungen in der Spätphase des Erwerbslebens,* Frankfurt a.M.

Viehbrok, H. (1998), *Der Übergang in den Ruhestand als mehrstufiger Entscheidungsprozeß,* in: W.R. Heinz, D. Blaschke und G.Engelbrech: *Was prägt Berufbiographien? Lebenslaufdynamik und Institutionenpolitik*, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 15, Nürnberg.

Weinberg, B.A. (2001), *Experience and technology adaption,* mimeo, Ohio State University.

Winkelmann, R. und K. Zimmermann (1998), *Is job stability declining in Germany? Evidence from count data models*, in: Applied Economics, Bd. 30, S. 1413-1420.

Wübbeke, C. (1999), *Der Übergang von sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung in den Rentenbezug zwischen sozialpolitischer Steuerung und betrieblichen Interessen*, in: MittAB, Bd. 32, S. 102-117.

Wübbeke, C. (2005a), *Der Übergang in den Rentenbezug im Spannungsfeld betrieblicher Personal- und staatlicher Sozialpolitik (Textband),* Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 290.2, Nürnberg.

Wübbeke, C. (2005b), *Der Übergang in den Rentenbezug im Spannungsfeld betrieblicher Personal- und staatlicher Sozialpolitik (Anhangband),* Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 290.2, Nürnberg.

ZEW, IAB, IAT (2005), *Evaluation der Maßnahmen zur Umsetzung der Vorschläge der Hartz-Kommission, Arbeitspaket 1: Wirksamkeit der Instrumente -Modul 1d: Eingliederungszuschüsse und Entgeltsicherung, Bericht 2005*, Mannheim, Nürnberg, Gelsenkirchen.

Zöllner, D. (1997), *Soziale Sicherung*, Oldenbourg Verlag, München.

# Anhang: Tests auf Gleichheit der Survivor-Funktionen

Die hier verwendeten Tests auf Gleichheit der Survivor-Funktionen beruhen auf einem Rangsummentestprinzip. Ihnen ist gemein, dass für jeden kritischen Zeitpunkt $t_j$ eine Kontingenztabelle erstellt wird, in der für die r verschiedenen Ausprägungen der bedingenden Variablen die Zahl der Austritte ($d_{1j}$, $d_{2j}$, … $d_{rj}$), die Zahl der überlebenden Individuen ($n_{1j}$- $d_{1j}$, $n_{2j}$- $d_{2j}$, … $n_{rj}$- $d_{rj}$) und der Personen in der Risikogruppe ($n_{1j}$, $n_{2j}$, … $n_{rj}$) dargestellt wird. Unter der Nullhypothese der Gleichheit der Funktionsverläufe ergibt sich eine gruppenspezifische erwartete Anzahl von Übergängen zum Zeitpunkt $t_j$ als $E_{ij} = n_{ij}d_j/n_j$. Die $\chi^2$-verteilte Teststatistik $u'V^{-1}u$ ergibt sich dann aus dem Zeilenvektor

$$u' = \sum_{j=1}^{k} W(t_j)(d_{1j} - E_{1j}, ..., d_{rj} - E_{rj})$$

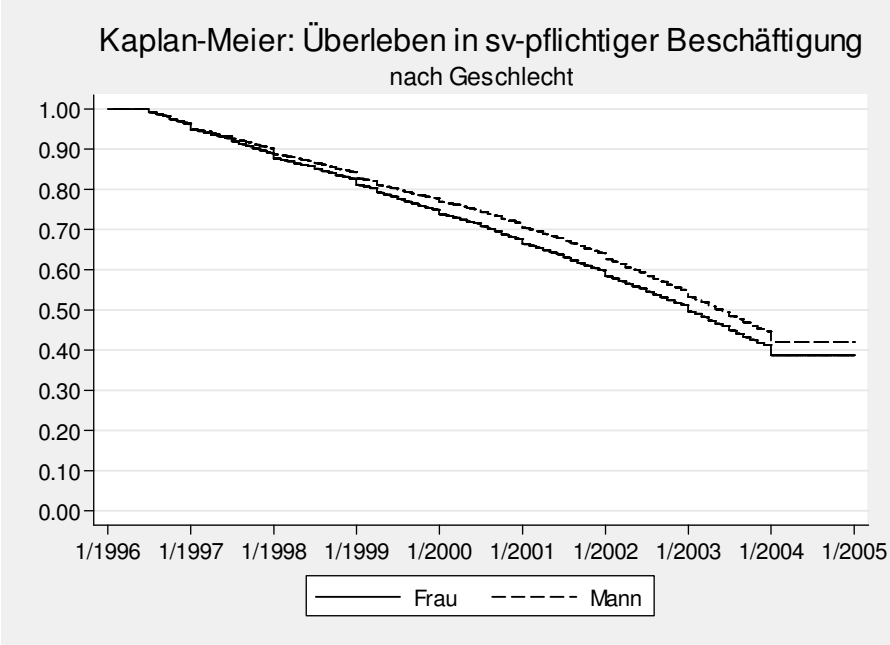
und der r×r- Varianz-Kovarianz-Matrix mit ihren Elementen $V_{il}$

$$V_{il} = \sum_{j=1}^{k} \frac{W^2(t_j) n_{ij} d_j (n_j - d_j)}{n_j (n_j - 1)} \left( \delta_{il} - \frac{n_{ij}}{n_j} \right),$$

wobei i = 1, …, r, l =1, …, r und $\delta_{il} = 1$, falls i = l, sonst 0.

Wichtig bliebt zu erwähnen, dass sich die Tests auf den *gesamten Verlauf* der Survivor-Funktionen beziehen und nicht auf einzelne Zeitpunkte des Absterbeprozesses beschränkt sind. Die aus diesen allgemeinen Formeln ableitbaren Tests unterscheiden sich ausschließlich in der Gewichtungsfunktion W charakterisiert den einzelnen Test. Der log-rank-Test gewichtet dabei alle Übergangszeitpunkte identisch mit $W(t_j) = 1$, solange die Risikomenge positiv ist. Der ebenfalls mit angegebene Wilcoxon-Test legt dagegen stärkeres Gewicht auf frühe Übergangszeitpunkte, indem die Gewichtung als $W(t_j) = n_j$ gewählt wird.

Abb. 1: Kaplan-Meier-Schätzung nach Geschlecht



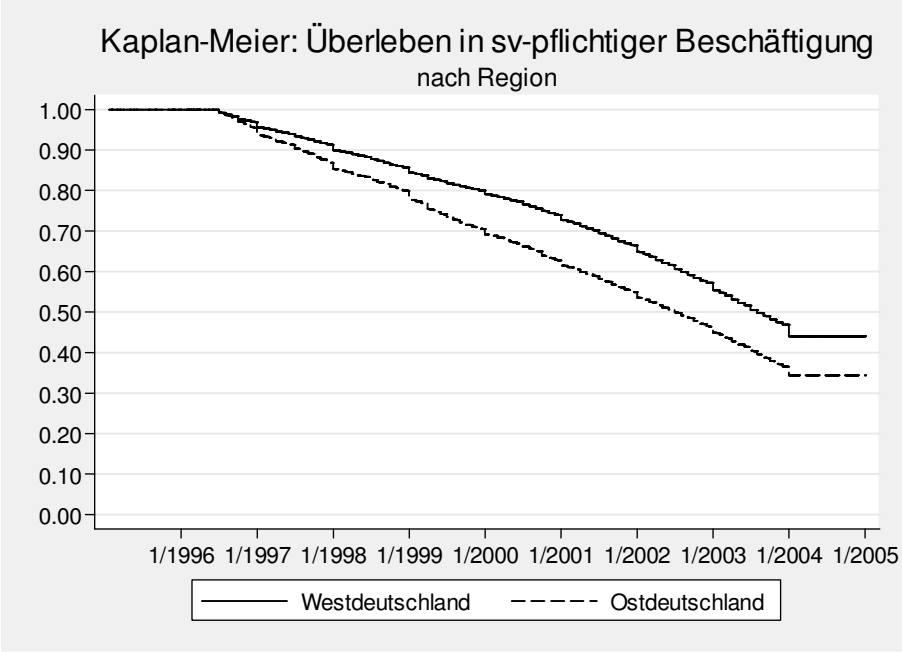

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 31: Tests auf Gleichheit der Survivor-Funktionen nach Geschlecht

| | EVENTS OBSERVED | EVENTS EXPECTED | SUM OF RANKS |
|---|---|---|---|
| Frau | 129484 | 121097,11 | 4,269e+09 |
| Mann | 202564 | 210950,89 | -4,267e+09 |
| Total | 332048 | 332048,00 | |
| Log-rank test | | | |
| Chi2(1) | 923,84 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |
| Wilcoxon | | | |
| Chi2(1) | 928,81 | | |
| Pr>chi2 | 0,000 | | |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Abb. 11: Kaplan-Meier-Schätzungen nach Region



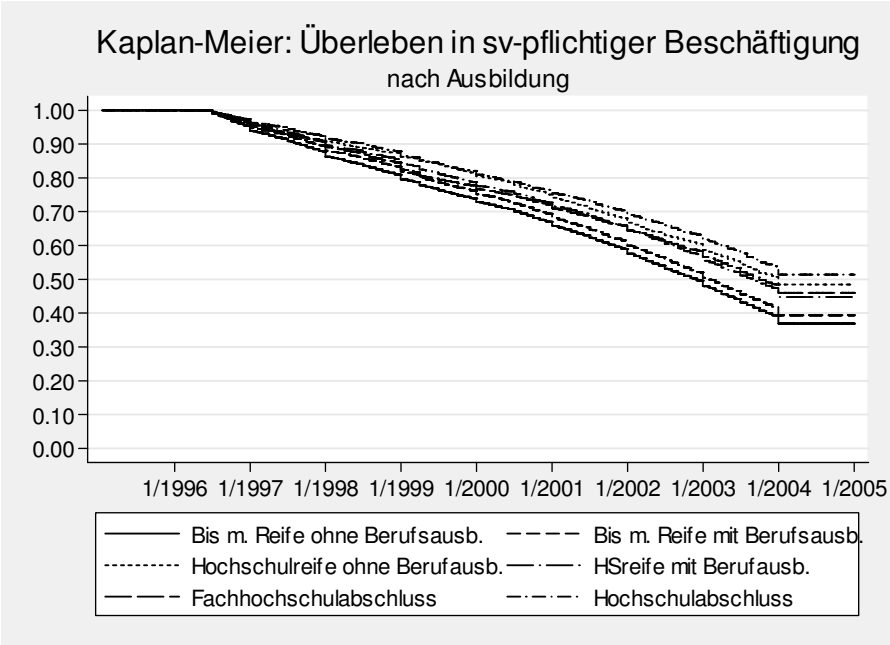

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 32: Tests auf Gleichheit der Survivor-Funktionen nach Region

| LOG-RANK TEST | EVENTS OBSERVED | EVENTS EXPECTED | SUM OF RANKS |
|---|---|---|---|
| Ostdeutschland | 127405 | 103114,00 | 1,301e+10 |
| Westdeutschland | 204643 | 228934,00 | -1,301e+10 |
| Total | 332048 | 332048,00 | |
| Log-rank test | | | |
| Chi2(1) | 8408,29 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |
| Wilcoxon(Breslow) | | | |
| Chi2(1) | 9142,14 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Abb. 12: Kaplan-Meier-Schätzungen nach Ausbildung



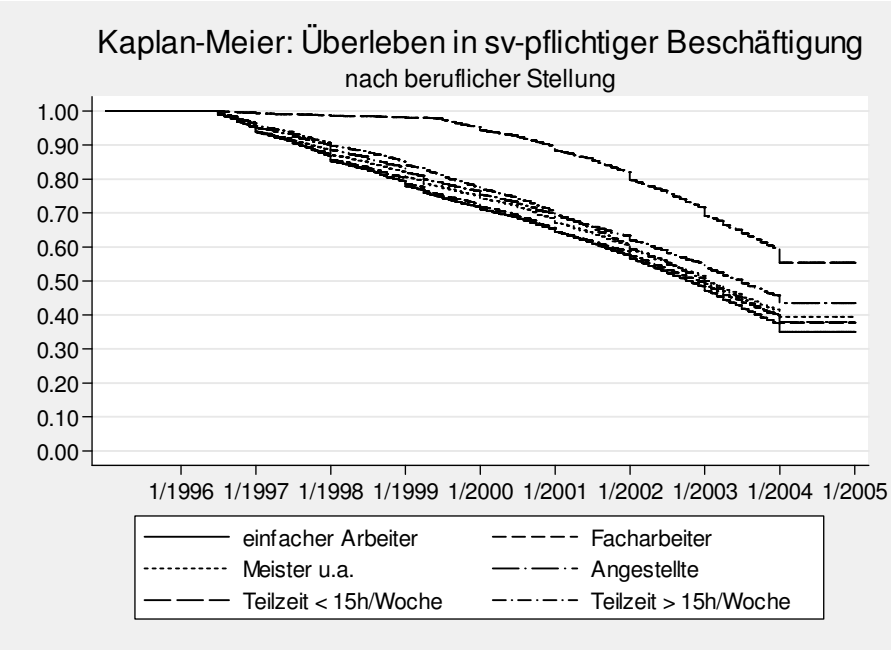

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 33: Tests auf Gleichheit der Survivor-Funktionen nach Ausbildung

| | EVENTS OBSERV. | EVENTS EXP. | SUM OF RANKS |
|---|---|---|---|
| Bis m. Reife ohne BA | 60137 | 54288,00 | 2,775e+09 |
| Bis m. Reife mit BA | 203555 | 199529,44 | 1,181e+09 |
| Hochschulr. ohne BA | 1180 | 1489,29 | -1,346e+09 |
| Hochschulr. mit BA | 6331 | 7188,66 | -3,741e+08 |
| Fachhochschulabschl. | 15418 | 17662,76 | -7,789e+08 |
| Hochschulabschluss | 17670 | 24132,85 | -2,669e+09 |
| Total | 304291 | 304291,00 | |
| Log-rank test | | | |
| Chi2(5) | 2926,97 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |
| Wilcoxon (Breslow) | | | |
| Chi2(5) | 2511,38 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Abb. 13: Kaplan-Meier-Schätzung und Test auf Gleichheit – Berufliche Stellung



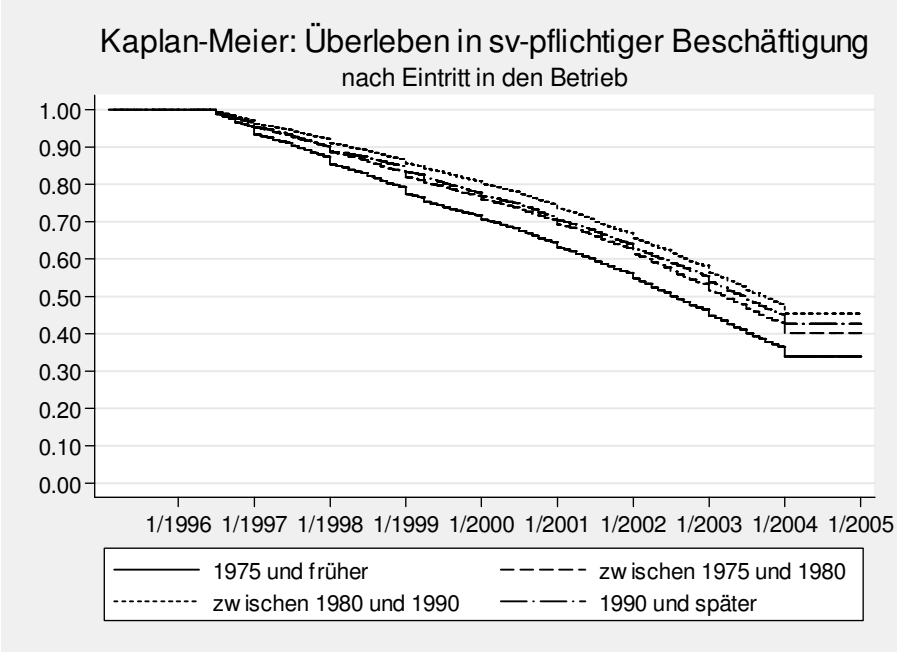

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 34: Tests auf Gleichheit der Survivor-Funktionen nach beruflicher Stellung

| LOG-RANK TEST | EVENTS OBS. | EVENTS EXP. | SUM OF RANKS |
|---|---|---|---|
| Auszubild. | 99 | 67,91 | 25747769 |
| Einfache Arbeiter | 59294 | 49934,38 | 5,102e+09 |
| Facharbeiter | 52818 | 46444,08 | 3,900e+09 |
| Meister u.a. | 6440 | 6056,08 | 2,397e+08 |
| Angestellte | 118958 | 123490,05 | -1,006e+09 |
| Teilzeit<15h | 23891 | 38588,15 | -8,736e+09 |
| Teilzeit>15h | 69699 | 65618,43 | 4,742e+08 |
| Total | 331199 | 331199,00 | |
| Log-rank test | | | |
| Chi2(6) | 9507,82 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |
| Wilcoxon (Breslow) | | | |
| Chi2(6) | 13064,23 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Abb. 14: Kaplan-Meier-Schätzung und Test auf Gleichheit – Eintritt den Betrieb



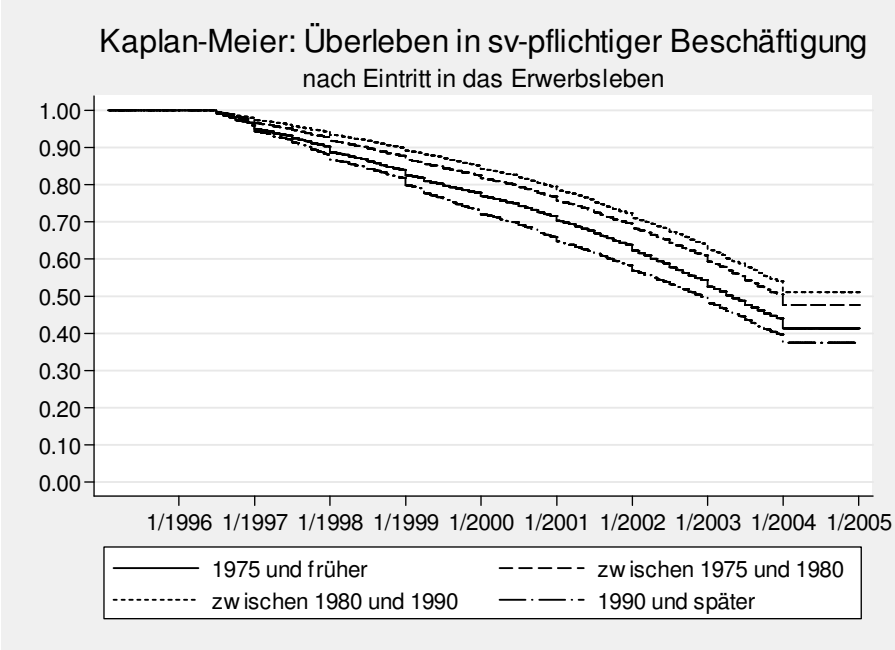

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 35: Tests auf Gleichheit der Survivor-Funktionen nach Eintritt in den Betrieb

| | EVENTS OBS. | EVENTS EXP. | SUM OF RANKS |
|---|---|---|---|
| Eintritt≤1975 | 87383 | 71197,04 | 8,364e+09 |
| 1975<Eintritt≤1980 | 27310 | 27132,26 | -22878761 |
| 1980<Eintritt ≤1990 | 36846 | 42974,17 | -3,334e+09 |
| Eintritt >1990 | 180509 | 190744,53 | -5,006e+09 |
| Total | 332048 | 332048,00 | |
| Log-rank test | | | |
| Chi2(3) | 5158,64 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |
| Wilcoxon (Breslow) | | | |
| Chi2(3) | 5306,38 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Abb. 15: Kaplan-Meier-Schätzung und Test auf Gleichheit – Eintritt in das Erwerbsleben



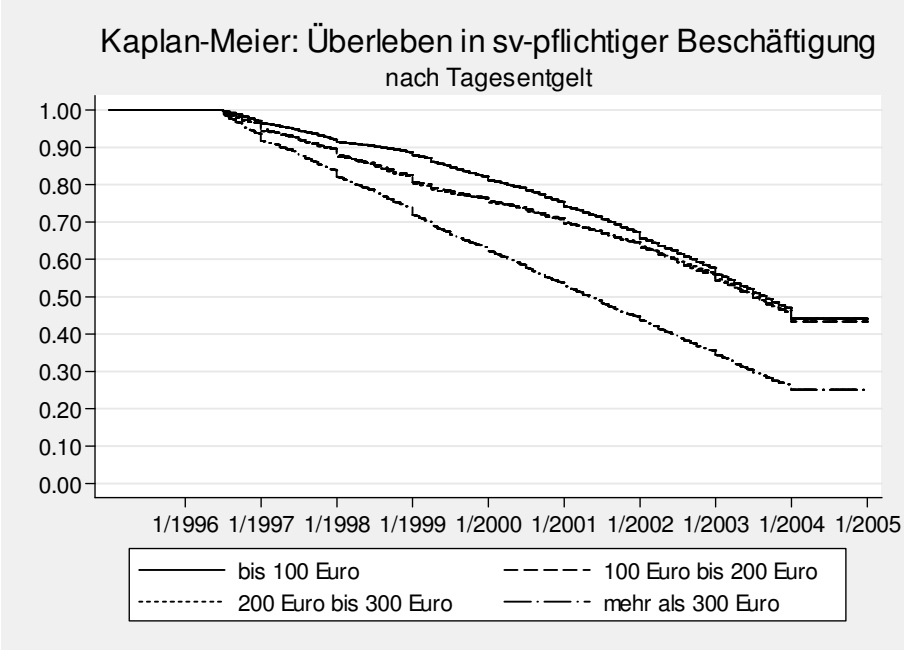

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 36: Tests auf Gleichheit der Survivor-Funktionen nach Eintritt in das Erwerbsleben

| LOG-RANK TEST | EVENTS OBS. | EVENTS EXP. | SUM OF RANKS |
|---|---|---|---|
| Eintritt≤1975 | 158195 | 162024,37 | -2,247e+09 |
| 1975<Eintritt ≤1980 | 23265 | 29229,81 | -3,119e+09 |
| 1980<Eintritt≤1990 | 13036 | 18366,29 | -2,786e+09 |
| Eintritt>1990 | 137552 | 122427,53 | 8,151e+09 |
| Total | 332048 | 332048,00 | |
| Chi2(3) | 4777,84 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |
| Wilcoxon (Breslow) | | | |
| Chi2(3) | 5326,16 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Abb. 16: Kaplan-Meier-Schätzung und Test auf Gleichheit – Tagesentgelt



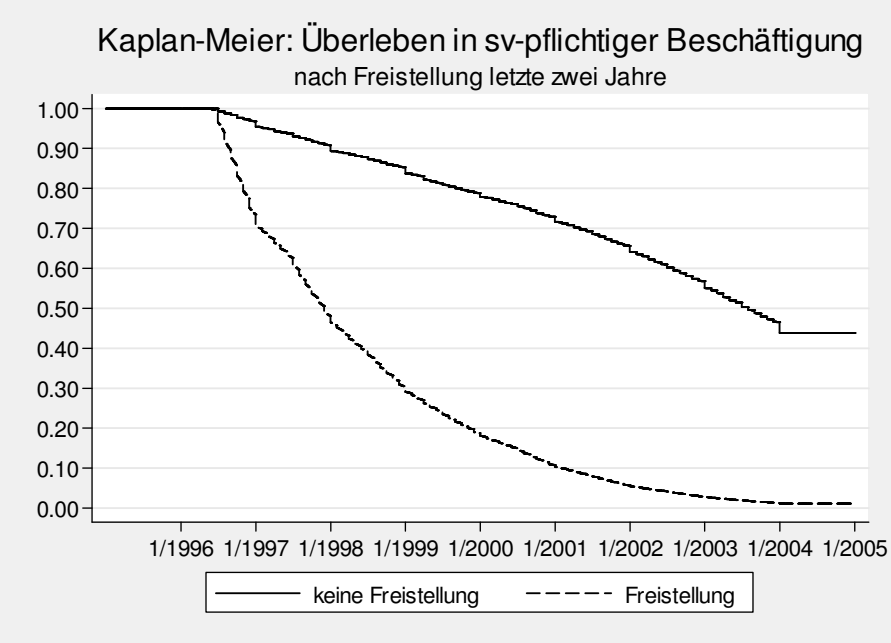

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 37: Tests auf Gleichheit der Survivor-Funktionen nach Tagesentgelt

| | EVENTS OBS. | EVENTS EXP. | SUM OF RANKS |
|---|---|---|---|
| Entgelt≤100 € | 159376 | 178213,18 | -1,169e+10 |
| 100€< Entgelt ≤200€ | 96144 | 97996,20 | 4,253e+08 |
| 200€< Entgelt ≤300€ | 24012 | 23571,87 | 6,461e+08 |
| Entgelt >300€ | 52516 | 32266,75 | 1,062e+10 |
| Total | 332048 | 332048,00 | |
| Log-rank test | | | |
| Chi2(3) | 15113,00 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |
| Wilcoxon (Breslow) | | | |
| Chi2(3) | 16363,91 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Abb. 17: Kaplan-Meier-Schätzungen nach Freistellung in den vergangenen zwei Jahren




Quelle: LIAB, eigene Berechnungen

Tab. 38: Tests auf Gleichheit der Survivor-Funktionen nach Freistellungsspells

| | EVENTS OBSERVED | EVENTS EXPECTED | SUM OF RANKS |
|---|---|---|---|
| Kein Freistellungsspell | 296226 | 325513,62 | -1,463e+10 |
| Freistellungsspell | 35822 | 6534,38 | 1,463e+10 |
| Total | 332048 | 332048,00 | |
| Log-rank test | | | |
| Chi2(1) | 135257,91 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |
| Wilcoxon(Breslow) | | | |
| Chi2(1) | 134569,37 | | |
| Pr>chi2 | 0,0000 | | |

Quelle: LIAB, eigene Berechnungen