

**Betriebliche Reorganisation,  
industrielle Beziehungen und  
Weiterbildung älterer Arbeitnehmer**

**Beiträge zur empirischen Arbeitsmarktforschung**

Von der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der  
Gottfried Wilhelm Leibniz Universität Hannover  
zur Erlangung des akademischen Grades

Doktor der Wirtschaftswissenschaften  
- Doctor rerum politicarum -

genehmigte Dissertation

von

Diplom-Ökonom André Pahnke

geboren am 16. November 1974 in Soltau

2012

Referent: Prof. Dr. em. Knut Gerlach  
Korreferent: Prof. Dr. Lutz Bellmann  
Tag der Promotion: 25. Oktober 2011

## Zusammenfassung

Diese Dissertation setzt sich mit verschiedenen Fragestellungen aus den Themenbereichen betriebliche Reorganisation, industrielle Beziehungen und der Weiterbildung älterer Arbeitnehmer auseinander. Im ersten Kapitel erfolgt die thematische Einordnung der Arbeit. Gleichzeitig wird ein Überblick über den Inhalt und die Forschungsergebnisse der gesamten Dissertation gegeben.

Die umfassende empirische Analyse der Lohn- und Beschäftigungswirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen bildet dabei einen Schwerpunkt der Arbeit, der die Kapitel 2 bis 4 umfasst. Neben einer weiteren Vertiefung des einleitend dargestellten Forschungsstandes enthält Kapitel 2 eine empirische Untersuchung der Auswirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Arbeitsnachfrage. In Ergänzung hierzu befasst sich Kapitel 3 mit den Effekten betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung und Beschäftigungsstabilität. Dabei werden die Beschäftigten nicht nur hinsichtlich ihres formalen Bildungsniveaus unterschieden, sondern auch die Auswirkungen organisatorischer Veränderungen auf die Entlohnung und Beschäftigung von Erwerbstätigen einzelner Tätigkeits- und Berufsgruppen analysiert. Die Beschäftigungseffekte technologischer und organisatorischer Veränderungen sind auch in Kapitel 4 von Bedeutung. Jedoch rückt hier die internationale Diskussion um die vermeintlich negativen Beschäftigungseffekte von Gewerkschaften und Betriebsräten in den Vordergrund. Da die bisherigen Arbeiten nur bedingt miteinander verglichen werden können, greift Kapitel 4 die offenen Punkte der Diskussion unter Verwendung eines einheitlichen Datensatzes auf.

Inhaltlich schlägt dieser Beitrag dann auch eine Brücke zu den nächsten beiden Kapiteln der Arbeit, die sich mit der Entwicklung der industriellen Beziehungen in Deutschland und Großbritannien auseinandersetzen. In Kapitel 5 wird die Entwicklung in beiden Ländern vornehmlich deskriptiv analysiert, während in Kapitel 6 multivariate Verfahren zur Erklärung des Rückgangs der Tarifbindung in beiden Ländern herangezogen werden.

Schließlich gibt es Hinweise darauf, dass technologische und organisatorische Veränderungen zu Lasten älterer Arbeitnehmer erfolgen können. Der letzte Beitrag (Kapitel 7) befasst sich daher mit den Beschäftigungswirkungen von Weiterbildungsmaßnahmen für ältere Arbeitnehmer, weil betriebliche Weiterbildung als ein Mittel angesehen werden kann, die Produktivität von (älteren) Mitarbeitern zu erhöhen bzw. zu erhalten.

**Schlagwörter:** Betriebliche Reorganisation, industrielle Beziehungen, ältere Arbeitnehmer

## **Abstract**

This thesis deals with different economic topics related to organizational changes, industrial relations, and further training for older workers. The first chapter puts the entire thesis in a wider economic context and offers an overview of the content and the research results.

Covering chapters 2 to 4, a focus of the work is on a comprehensive analysis of wage and employment effects of organizational changes. Chapter 2 presents a more detailed summary of the current state of research and provides also a empirical analysis of the effects of organizational changes on labor demand. In addition, chapter 3 addresses the effects of organizational changes on wages and employment stability. Thereby, the empirical approach does not only differentiate between employees of different school graduation levels but also between employees of different occupational groups. Employment effects of technological and organizational changes are also investigated in chapter 4. However, the focus is set on the discussion about perceived negative employment effects of unions and works councils. Since the comparability with existing papers is to some extent limited, chapter 4 concentrates on the open aspects of the discussion by using a uniform data set.

Thereby, the chapter bridges to the next part of the thesis which deals with the development of industrial relations in Germany and Great Britain. Chapter 5 provides a descriptive analysis of the development in both countries, while chapter 6 uses methods of multivariate data analysis in order to explain the decline of tariff commitment in Germany and Great Britain.

Finally, there is some evidence that technological and organizational changes work out to the disadvantage of older workers. Hence, the seventh and last chapter considers employment effects of specific measures of further training for older workers as further training can be used to increase or maintain the productivity of (older) workers.

**Keywords:** organizational change, industrial relations, older workers

# Inhaltsverzeichnis

<b>Abbildungsverzeichnis</b>	<b>IV</b>
<b>Tabellenverzeichnis</b>	<b>V</b>
<b>Abkürzungsverzeichnis</b>	<b>X</b>
<b>1 Thematische Einordnung und Aufbau der Arbeit</b>	<b>1</b>
<b>2 Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage</b>	<b>7</b>
2.1 Einleitung . . . . .	7
2.2 Beschäftigungseffekte organisatorischen Wandels . . . . .	8
2.3 Methoden, Daten und Variablen . . . . .	12
2.3.1 Empirischer Ansatz . . . . .	12
2.3.2 Datensatz . . . . .	13
2.3.3 Determinanten der Arbeitsnachfrage . . . . .	16
2.3.4 Reorganisationsvariablen . . . . .	17
2.4 Ergebnisse . . . . .	23
2.5 Zusammenfassung und Ausblick . . . . .	40
<b>3 Betriebliche Reorganisation, Entlohnung und Beschäftigungstabilität</b>	<b>42</b>
3.1 Einleitung . . . . .	42
3.2 Organisatorischer Wandel, Löhne und Beschäftigungsstabilität . . .	43
3.3 Empirische Analyse . . . . .	47
3.3.1 Datenbasis . . . . .	48
3.3.2 Variablenabgrenzung . . . . .	49
3.3.3 Modellierung und Methodik . . . . .	53
3.4 Ergebnisse . . . . .	56
3.4.1 Schätzungen zur Entlohnung . . . . .	56
3.4.2 Schätzungen zum externen Arbeitsplatzwechsel . . . . .	65
3.5 Zusammenfassung . . . . .	72
<b>4 Employment Effects of Works Councils and Organizational Change</b>	<b>75</b>
4.1 Introduction . . . . .	75
4.2 Background . . . . .	76
4.3 Data and methods . . . . .	78

4.4	Results . . . . .	85
4.5	Conclusions . . . . .	93
<b>5</b>	<b>The Extent of Collective Bargaining and Workplace Representation</b>	<b>95</b>
5.1	Introduction . . . . .	95
5.2	Backdrop . . . . .	97
5.3	Some Theoretical Reflections on Bargaining Structure . . . . .	102
5.4	Empirical Studies . . . . .	104
5.5	Data . . . . .	111
5.6	Findings . . . . .	114
	5.6.1 Results for Germany . . . . .	114
	5.6.2 Results for Great Britain . . . . .	127
5.7	Conclusions . . . . .	147
<b>6</b>	<b>Further Union Decline in Germany and Britain</b>	<b>150</b>
6.1	Introduction . . . . .	150
6.2	Background . . . . .	150
6.3	Data . . . . .	154
6.4	Modeling . . . . .	156
6.5	Findings . . . . .	157
6.6	Conclusions . . . . .	172
<b>7</b>	<b>Betriebliche Weiterbildung und die Beschäftigung älterer Arbeitnehmer</b>	<b>174</b>
7.1	Einleitung . . . . .	174
7.2	Forschungsstand . . . . .	175
7.3	Theoretische Grundlagen und Hypothesen . . . . .	176
7.4	Datensatz, Variablen und Methoden . . . . .	179
7.5	Ergebnisse . . . . .	182
	7.5.1 Ergebnisse auf Betriebsebene . . . . .	182
	7.5.2 Ergebnisse auf Personenebene . . . . .	186
7.6	Zusammenfassung . . . . .	191
	<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>193</b>
<b>A</b>	<b>Anhang zu Kapitel 2</b>	<b>215</b>
<b>B</b>	<b>Anhang zu Kapitel 3</b>	<b>225</b>
<b>C</b>	<b>Anhang zu Kapitel 5</b>	<b>231</b>
<b>D</b>	<b>Anhang zu Kapitel 6</b>	<b>241</b>

**E Anhang zu Kapitel 7**

**249**

## Abbildungsverzeichnis

5.1	The Collective Bargaining and Works Council Coverage of Establishments in Germany, 1998-2004 (establishments with at least 5 employees, cross-section weighted data) . . . . .	115
5.2	The Collective Bargaining and Works Council Coverage of Employees in Germany, 1998-2004 (establishments with at least 5 employees, cross-section weighted data) . . . . .	116
5.3	The Collective Bargaining and Works Council Coverage of Establishments in Germany, Permanent Stayers, 1998-2004 (establishments with at least 5 employees, cross-section weighted data) . . . . .	117
5.4	The Collective Bargaining and Works Council Coverage of Employees in Germany, Permanent Stayers, 1998-2004 (establishments with at least 5 employees, cross-section weighted data) . . . . .	118
7.1	Humankapitalinvestitionen und Erwerbsverlauf (in Anlehnung an Franz, 2006) . . . . .	178
7.2	Anteil älterer Beschäftigter nach Weiterbildungsaktivität und Betriebsgröße . . . . .	183
7.3	Überlebensfunktionen . . . . .	187



## Tabellenverzeichnis

2.1	Arbeitsnachfrage west- und ostdeutscher Betriebe (zweistufiger Ansatz) . . . . .	24
2.2	Arbeitsnachfrage west- und ostdeutscher Betriebe nach Un- und Angelernten (zweistufiger Ansatz) . . . . .	27
2.3	Arbeitsnachfrage west- und ostdeutscher Betriebe nach qualifizierten Beschäftigten (zweistufiger Ansatz) . . . . .	28
2.4	Arbeitsnachfrage westdeutscher Betriebe (einstufiger Ansatz) . . . . .	29
2.5	Arbeitsnachfrage westdeutscher Betriebe nach Un- und Angelernten (einstufiger Ansatz) . . . . .	31
2.6	Arbeitsnachfrage westdeutscher Betriebe nach qualifizierten Beschäftigten (einstufiger Ansatz) . . . . .	33
2.7	Arbeitsnachfrage ostdeutscher Betriebe (einstufiger Ansatz) . . . . .	35
2.8	Arbeitsnachfrage ostdeutscher Betriebe nach Un- und Angelernten (einstufiger Ansatz) . . . . .	37
2.9	Arbeitsnachfrage ostdeutscher Betriebe nach qualifizierten Beschäftigten (einstufiger Ansatz) . . . . .	38
3.1	Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung unter Verwendung imputierter Entgeltangaben (gepoolte OLS-Schätzungen, 1996-2004) . . . . .	57
3.2	Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung unter Verwendung imputierter Entgeltangaben (Fixed-Effects-Schätzungen, 1996-2004) . . . . .	59
3.3	Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung bei Verwendung imputierter Entgeltangaben und Berücksichtigung der Berufsklassifikation von Blossfeld/Hamerle/Mayer (1986) (gepoolte OLS-Schätzungen, 1996-2004) . . . . .	62
3.4	Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung unter Verwendung imputierter Entgeltangaben und Berücksichtigung der Berufsklassifikation von Blossfeld/Hamerle/Mayer (1986) (Fixed-Effects-Schätzungen, 1996-2004) . . . . .	64
3.5	Einfluss von Reorganisationsmaßnahmen auf die Beschäftigungsstabilität unter Verwendung imputierter Entgeltangaben (gepoolte Logit-ML-Schätzungen, 1996-2004) . . . . .	66

3.6	Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Beschäftigungsstabilität unter Verwendung imputierter Entgeltangaben und Berücksichtigung der Berufsklassifikation von Blossfeld/Hamerle/Mayer (1986) (gepoolte Logit-ML-Schätzungen, 1996-2004) . . . . .	68
3.7	Einfluss von Reorganisationsmaßnahmen auf die Beschäftigungsstabilität unter Verwendung imputierter Entgeltangaben (Logit-ML-Schätzungen, 1996-2004) . . . . .	70
4.1	Used variables . . . . .	84
4.2	Employment Growth, OLS-estimation, 2000-2007, all establishments	86
4.3	Employment Growth, OLS-estimation, 2000-2007, establishments with 21 to 100 employees . . . . .	87
4.4	Employment Growth, OLS-estimation, 2000-2007, all establishments, high skilled workers . . . . .	88
4.5	Employment Growth, OLS-estimation, 2000-2007, establishments with 21 to 100 employees, high skilled workers . . . . .	89
4.6	Employment Growth, OLS-estimation, 2000-2007, all establishments, low skilled workers . . . . .	90
4.7	Employment Growth, OLS-estimation, 2000-2007, establishments with 21 to 100 employees, low skilled workers . . . . .	91
4.8	Labor demand functions, Two-Step-System-GMM, 2000-2007 . . . . .	92
5.1	Transitions in the Collective Bargaining and Works Council Status of German Establishments between 1998 and 2004, Weighted Data .	119
5.2	Probit Pooled Estimates of the Determinants of Collective Bargaining (Any Type, Sectoral, and Firm-Level), Germany, 1998 and 2004, Weighted Data . . . . .	119
5.3	Probit Estimates of End-Period (i.e. 2004) Collective Bargaining Status, Germany, Weighted Data (the determinants are beginning-period (i.e. 1998) establishment characteristics) . . . . .	121
5.4	Probit Estimates of the Determinants of Transitions into and out of the Various Collective Bargaining Regimes, Germany, Weighted Data	123
5.5	Probit Estimates of the Determinants of Transitions into and out of Works Council Status, Germany, Weighted Data . . . . .	125
5.6	Workplace Incidence of Collective Bargaining, Great Britain, 1998-2004 . . . . .	127
5.7	Employee Coverage by Worker Representation and Collective Bargaining, Great Britain, 1998-2004 . . . . .	128
5.8	Behavioral Versus Compositional Change, Great Britain, 1998-2004	129
5.9	Switching Behavior in Panel Workplaces, Great Britain, 1998-2004 .	131

5.10	Probit Estimates for Union Recognition and Collective Bargaining, Great Britain, Pooled Data for WERS Panel 1998-2004 . . . . .	132
5.11	Probit Estimates for Union Recognition and Collective Bargaining Status in 2004 Conditioning on 1998 Covariates, Great Britain, WERS Panel 1998-2004 . . . . .	133
5.12	Multinomial Logit Estimates for Union Recognition Status, Great Britain, 1998-2004 (reference category is no recognition in 1998 and 2004) . . . . .	137
5.13	Multinomial Logit Estimates for Collective Bargaining Status, Great Britain, 1998-2004 (reference category is no collective bargaining in 1998 and 2004)) . . . . .	138
5.14	Multinomial Logit Estimates for Sectoral Collective Bargaining Status, Great Britain, 1998-2004 (reference category is no sectoral collective bargaining in 1998 and 2004) . . . . .	141
5.15	Multinomial Logit Estimates for Firm Collective Bargaining Status, Great Britain, 1998-2004 (reference category is no firm collective bargaining in 1998 and 2004) . . . . .	143
5.16	Multinomial Logit Estimates for Joint Consultative Committee Status, Great Britain, 1998-2004 (reference category is no JCC in 1998 and 2004) . . . . .	144
5.17	Multinomial Logit Estimates for Workplace-level Joint Consultative Committee Status, Great Britain, 1998-2004 (reference category is no workplace JCC in 1998 and 2004) . . . . .	146
6.1	Establishment mean characteristics in Germany and Britain, survey-weighted data, 1998 and 2004 . . . . .	158
6.2	Incidence of collective bargaining of any type/union recognition in Germany and Britain by establishment characteristics, weighted data, 1998 and 2004 . . . . .	160
6.3	Linear probability estimates of an establishment having a collective agreement of any type/union recognition in Germany and Britain, weighted data, 1998 and 2004 . . . . .	162
6.4	Within versus compositional change in Germany and Britain by type of agreement, weighted data, 1998 and 2004 . . . . .	165
6.5	Within versus compositional change by type of agreement and by year, weighted data . . . . .	169
6.6	Counterfactual coverage rates in Germany and Britain . . . . .	171
7.1	Durchschnittliche Anzahl älterer Beschäftigter 2002 und 2006 und Wachstumsrate älterer Beschäftigter zwischen 2002 und 2006 . . . .	184
7.2	Determinanten des Beschäftigungswachstums älterer Arbeitnehmer, 2002 - 2006 . . . . .	185

7.3	Zusammenhang zwischen Weiterbildung für ältere Beschäftigte und Übergangsrate . . . . .	189
7.4	Determinanten des Betriebsaustritts älterer Arbeitnehmer nach Betriebsgröße und Qualifikationsniveau, 2002 - 2006 (erweitertes Modell)	190
A.1	Deskriptive Statistiken . . . . .	216
A.2	Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme (Westdeutschland: 1996 bis 2004) . . . . .	218
A.3	Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung von Arbeitsstrukturveränderungen (Westdeutschland: 1996 bis 2004) . . . . .	219
A.4	Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung von Produktionsstrukturveränderungen (Westdeutschland: 1996 bis 2004) . . . . .	220
A.5	Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme (Ostdeutschland: 1996 bis 2004) . . . . .	221
A.6	Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung von Arbeitsstrukturveränderungen (Ostdeutschland: 1996 bis 2004) . . . . .	222
A.7	Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung von Produktionsstrukturveränderungen (Ostdeutschland: 1996 bis 2004) . . . . .	223
B.1	Deskriptive Statistiken: arithmetisches Mittel ( $\bar{X}$ ) und Standardabweichung ( $S$ ) . . . . .	226
B.2	Regressionsergebnisse der Kontrollvariablen . . . . .	228
C.1	Variable Description and Summary Statistics of the Estimation Sample, Germany . . . . .	232
C.2	Variable Description and Summary Statistics of the Estimation Sample, Great Britain . . . . .	233
C.3	Number of Employees and Establishments Covered by Collective Agreements and Works Councils in Germany, 1998-2004, Weighted Data . . . . .	235
C.4	Number of Employees and Establishments Not Covered by Collective Agreements and Works Councils but Acting upon a Collective Agreement, Germany, 1998-2004, Weighted Data . . . . .	236
C.5	Number of Employees and Establishments Covered by Collective Agreements and Works Councils, Permanent Stayers, Germany, 1998-2004, Weighted Data . . . . .	237
C.6	Number of Employees and Establishments Covered by Collective Agreements and Works Councils, Entrants, Germany, 1998-2004, Weighted Data . . . . .	238
C.7	Number of Employees and Establishments Covered by Collective Agreements and Works Councils, Exits, Germany, 1998-2004, Weighted Data . . . . .	239

D.1	Within versus compositional change in Germany and Britain, weighted data, 1998 and 2004, full specification . . . . .	242
D.2	Within versus compositional change in Germany and Britain by type of agreement, unweighted data, 1998 and 2004 . . . . .	243
D.3	Detailed decomposition by individual variables, Germany, 1998-2004	244
D.4	Detailed decomposition by individual variables, Britain, 1998-2004 .	245
D.5	Within-versus compositional change in Germany and Britain by type of agreement, weighted data, probit estimates, 1998 and 2004 . . . .	246
E.1	Determinanten des Betriebsaustritts älterer Arbeitnehmer, 2002 - 2006	250
E.2	Deskriptive Statistiken der verwendeten Stichprobe, Betriebsebene .	251
E.3	Deskriptive Statistiken der verwendeten Stichprobe, Personenebene	252

## Abkürzungsverzeichnis

ALLBUS	.....	Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften
Anz.	.....	Anzahl
Aufl.	.....	Auflage
BA	.....	Bundesagentur für Arbeit
Bd.	.....	Band
BLH	.....	Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei
BP	.....	Betriebspanel
bspw.	.....	beispielsweise
bzw.	.....	beziehungsweise
cet. par.	.....	ceteris paribus
CPS	.....	Current Population Survey
DEÜV	.....	Datenerfassungs- und Datenübermittlungsverordnung
df.	.....	degrees of freedom
DFG	.....	Deutsche Forschungsgemeinschaft
e.g.	.....	exempli gratia
et al.	.....	et alii
f.	.....	für
FE	.....	fixed-effects
GMM	.....	generalized method of moments
IAB	.....	Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
IDBR	.....	Inter-Departmental Business Register
i.d.R.	.....	in der Regel
i.e.	.....	id est
IKT	.....	Informations- und Kommunikationstechnologien
int. al.	.....	inter alia
IuK	.....	Information- und Kommunikation
JCC	.....	Joint Consultative Committee
LEE	.....	Linked-Employer-Employee
LEH	.....	Leistungsempfängerhistorikdatei
LIAB	.....	Linked-Employer-Employee-Datensatz des IAB
log.	.....	logarithmiert
m.	.....	mit
ML	.....	maximum likelihood
MSA	.....	measure for sampling adequacy
No.	.....	number
Nr.	.....	Nummer

---

o.	oder
OLS	ordinary least squares
p.	page
pp.	pages
p.c.	per capita
PWC	Piecewise Constant Exponential Hazard Model
u.a.	und andere
usw.	und so weiter
S.	Seite
sonst.	sonstige
Untern.	Unternehmen
u.U.	unter Umständen
v.	von
v.a.	vor allem
VAT	Value Added Tax
vgl.	vergleiche
WSI	Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Institut der Hans-Böckler-Stiftung
z.B.	zum Beispiel
ZEW	Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung





# 1 Thematische Einordnung und Aufbau der Arbeit

Die Effekte neuer Technologien auf die qualifikatorische Lohnstruktur in den industrialisierten Ländern werden in Zusammenhang mit den besonders seit Mitte der siebziger Jahre zu beobachtenden Entwicklungen auf den Arbeitsmärkten bis heute in der Literatur diskutiert.

Beispielsweise weisen Juhn/Murphy/Pierce (1993) anhand einer Zeitreihe von 1963 bis 1993 des US-amerikanischen *Current Population Survey* (CPS) nach, dass seit 1970 die unteren 10% der im CPS erfassten Realeinkommen insgesamt um 25% abgenommen haben, während zur selben Zeit die Einkommen der oberen 10% der Verteilung real um 15% angestiegen sind. Mit Hilfe einer um ein Jahr kürzeren Zeitreihe von 1963 bis 1992 desselben Datensatzes berechnen Krusell et. al. (2000) einen auf die Gesamtperiode bezogenen Anstieg der Bildungsprämie<sup>1</sup> für Beschäftigte mit einer Ausbildungsdauer von mindestens 16 Jahren von 18%. Gleichzeitig nimmt der relative Anteil dieser Gruppe von Arbeitnehmern deutlich zu und die von diesen geleistete Anzahl an Arbeitsstunden ist 1992 mehr als doppelt so hoch wie die der gering qualifizierten. Damit werden die häufig zitierten Ergebnisse von Katz/Murphy (1992) weitestgehend bestätigt, die eine Zunahme der Lohnunterschiede innerhalb einzelner Qualifikationsgruppen für den Zeitraum 1979-1987 dokumentieren, ebenso wie die Abnahme des geschlechtsspezifischen Lohndifferentials und den relativ stärkeren Anstieg der Durchschnittslöhne älterer Arbeiter in Vergleich zu solchen mit weniger Berufserfahrung.

Gottschalk/Smeeding (1997) vergleichen für den selben Zeitraum 19 Studien zur Lohnentwicklung in 11 weiteren Industrieländern und fassen diese in vier Gruppen bezogen auf die Entwicklung in den Vereinigten Staaten von Amerika zusammen. Zu den Ländern, die mindestens genauso starke Veränderungen in der Lohnstruktur erfahren haben wie die USA, läßt sich demnach nur Großbritannien zählen, wobei dort die Einkommen der oberen 10% der Verteilung bezogen auf den Median vergleichsweise deutlicher zugenommen haben. Die Gruppe der Länder mit einer wesentlichen, aber in Vergleich zu den USA schwächeren Zunahme der Lohnungleichheit umfasst Kanada, Australien und Israel. Dabei ist die Entwicklung in Kanada und Australien in erster Linie auf ein Absinken der unteren Einkommen zurückzuführen. In Israel haben hingegen die höheren Einkommensgruppen besonders stark dazugewonnen. Eine relativ schwache, aber erkennbar ansteigende Ungleichheit findet sich in Frankreich, Japan, Finnland, Schweden und den Niederlanden, was auf eine erst ab Mitte der achtziger Jahre in einigen dieser Länder zunehmende Lohn-

---

<sup>1</sup>Die Bildungsprämie gibt das relative Verhältnis der durchschnittlichen Einkommen hoch qualifizierter Arbeitnehmer zu dem gering qualifizierter an Krusell et. al. (2000, S. 1029).

drift zurückzuführen ist. In Schweden und Frankreich endet in den achtziger Jahren demgegenüber eine lange Periode sich deutlich angleichender Löhne. Zu der Gruppe von Ländern, in denen die Verteilung der Löhne nahezu unverändert blieb, zählen Gottschalk/Smeeding (1997) letztlich Deutschland und Italien.

Trotz dieser besonders in einigen europäischen OECD-Ländern recht stabilen Lohndifferenziale (siehe hierzu auch Machin/Van Reenen (1998)) wird hier vor dem Hintergrund einer in diesen Ländern zunehmenden Arbeitslosigkeit (überwiegend) unqualifizierter Erwerbstätiger mitunter von vergleichbaren Entwicklungen zu Gunsten der hoch qualifizierten Arbeitskräfte gesprochen (Gottschalk/Smeeding, 1997; Berman/Bound/Machin, 1998). Nach der von Krugman (1994) bekannten Hypothese sind dabei Lohnungleichheit auf der einen und hohe Arbeitslosigkeit auf der anderen Seite auf Grund institutioneller Unterschiede durchaus auf identische Ursachen zurückzuführen. Obwohl die sich damit ergebende Frage, inwieweit steigende Arbeitslosigkeit und eine zunehmende Lohnungleichheit tatsächlich zueinander in Beziehung stehen, aus empirischer Sicht nicht eindeutig beantwortet werden kann (Gerlach/Stephan, 1999), werden in der Literatur zur Erklärung der in vielen Ländern zunehmenden Ungleichverteilung der Einkommen zwischen einzelnen Qualifikationsgruppen die folgenden fünf Ansätze herangezogen (Katz/Murphy, 1992; Autor/Katz/Krueger, 1998):

1. Nachfrageveränderungen auf den Arbeitsmärkten zum Nachteil gering qualifizierter und weniger flexiblen Arbeitskräfte in Folge der Einführung neuer Technologien seitens der Unternehmen,
2. sektoraler Beschäftigungswandel mitunter vor dem Hintergrund hoher Handelsbilanzdefizite und sinkender Beschäftigtenzahlen im produzierenden Gewerbe,
3. ein sich intensivierender internationaler Wettbewerb und der Handel mit Niedriglohnländern,
4. die rückläufigen Wachstumsraten des relativen Angebotes an qualifizierten Arbeitskräften während der siebziger Jahre in den USA,
5. Machtverluste von Gewerkschaften (*deunionization*) im Lohnbildungsprozess sowie real sinkende Mindestlöhne.

Im Rahmen dieser Auseinandersetzung sehen ArbeitsökonomInnen weitestgehend in der Nachfragewirkung neu eingeführter Technologien einen entscheidenden Grund für die zu beobachtenden Veränderungen der qualifikatorischen Lohnstruktur und die zunehmende Arbeitslosigkeit. Diese Auffassung beruht dabei maßgeblich auf unzureichende Begründungen der aufgezeigten Alternativen: So sind die Veränderungen der sektoralen Beschäftigung mitunter zu gering, um mit Nachfrageänderungen in

---

den Gütermärkten in Verbindung gebracht zu werden. Die theoretisch zu erwartenden Auswirkungen internationaler Handelsbeziehungen, wie bspw. ein Absinken der Preise von Gütern, zu deren Herstellung überwiegend weniger qualifizierte Arbeitskräfte benötigt werden oder ein Anstieg des Lohnniveaus in Niedriglohnländern, stehen offensichtlich in Widerspruch zu beobachtbaren Entwicklungen. In Großbritannien hat die Anzahl der Gewerkschaftsmitglieder bis 1980 zugenommen, obwohl Veränderungen der qualifikatorischen Lohnstruktur schon ab Mitte der siebziger Jahre zu beobachten sind. Ein ähnliches Bild ergibt sich für die Vereinigten Staaten von Amerika, in denen bereits seit den fünfziger Jahren ein Machtverlust der Gewerkschaften erkennbar ist. Ferner steigt der relative Anteil qualifizierter Arbeitskräfte in den Unternehmen trotz der damit verbundenen Kosten. Letztlich ist eine hohe Korrelation zwischen der Einführung neuer Technologien und der steigenden Nachfrage nach qualifizierten Arbeitern zu erkennen, so dass insgesamt auch von einem nicht-qualifikationsneutralen technologischen Wandel gesprochen wird (Berman/Bound/Machin, 1998; Aghion/Howitt, 2002).

Allerdings stößt dieser Erklärungsansatz - besonders im Licht neuerer Erkenntnisse - in einigen Bereichen an seine Grenzen. Paqué (1998, S. 374f.), der den Versuch, die Veränderungen der qualifikatorischen Lohnstruktur(en) durch einen nicht-qualifikationsneutralen technologischen Wandel zu erklären, auch als "Residualhypothese" bezeichnet, sieht diesen Ansatz mit einem wichtigen Problem konfrontiert: Wird technischer Fortschritt als langfristiges Phänomen angesehen, ist fraglich, warum dieser ab Mitte der siebziger relativ besser qualifizierte Arbeitskräfte begünstigt, wenn dies zuvor nicht oder sogar das Gegenteil der Fall war.

Diesem Problem versuchen Krusell et. al. (2000) zu begegnen, indem sie die Auswirkungen einer Kapitalstockerhöhung auf die Grenzproduktivität der Arbeit untersuchen. Im Kern ihrer Arbeit steht dabei die Annahme, dass die Substitutionselastizität von Kapital und unqualifizierter Arbeit größer ist, als die von Kapital und qualifizierter Arbeit (*capital-skill complementarity*), so dass mit steigendem Kapitalstock die (Wert-)Grenzproduktivität qualifizierter Arbeitskräfte steigt, während die der unqualifizierten sinkt.<sup>2</sup> Auch wenn abnehmende Löhne für gering qualifizierte Arbeitskräfte nachgewiesen werden können (Krusell et. al., 2000, S. 1047), ist mit diesem Ansatz, der einen exogenen technologischen Wandel unterstellt, nur schwer der von Mitte der siebziger bis in die neunziger Jahre hinein zu beobachtende Rückgang der totalen Faktorproduktivität (TFP) in den USA zu erklären (Aghion/Howitt, 2002).

Die aufgezeigten theoretischen Schwierigkeiten lassen sich nach Acemoglu (2002) beseitigen, wenn von einem endogenen technologischen Fortschritt ausgegangen wird. In diesem Fall ist die Art und Weise, in der neue Technologien entwickelt und verwendet werden, durch neue Möglichkeiten zur Gewinnerzielung seitens der Unternehmen motiviert. Die Richtung technologischen Fortschritts ist damit eng

---

<sup>2</sup>Dieser Ansatz geht zurück auf Griliches (1969).

mit dem verfügbaren Humankapital verbunden, da neu verfügbare Technologien wie bspw. die Mikrochiptechnologie dazu genutzt werden können, um entweder die Produktivität gering qualifizierter Arbeiter zu erhöhen oder diese durch besser qualifizierte zu ersetzen.

Dieses nicht nur bei Acemoglu (2002), sondern auch bspw. bei Breshnahan/Brynjolfsson/Hitt (2002) zu findende Argument, dass (neue) Informationstechnologien je nach Art ihres Einsatzes entweder als Komplement oder Substitut für qualifizierte Arbeitskräfte angesehen werden können, begegnet damit nicht nur der genannten Kritik von Paqué (1998), sondern bietet einen Ansatzpunkt, die Entwicklung der qualifikatorischen Lohnstruktur seit Mitte der siebziger Jahre umfangreich zu erklären. Demnach kommt es zu einem nicht-qualifikationsneutralen technologischen Wandel, wenn es für Unternehmen profitabler wird, qualifizierte Arbeitskräfte in Verbindung mit dem Einsatz neuer Technologien vermehrt in der Leistungserstellung zu nutzen.

Gerade Breshnahan/Brynjolfsson/Hitt (2002) betonen in diesem Zusammenhang, dass Computertechnologien besser dazu geeignet sind, gleichbleibende und gut abzugrenzende Arbeitsschritte zu automatisieren, während dies bei komplexen und intellektuell fordernden Tätigkeiten, wie die von Führungs- oder Fachkräften, nur schwierig möglich ist. Darüber hinaus bedeuten hochgradig computergesteuerte Prozesse auch große Mengen an Daten. Die Auswertung dieser Daten setzt wiederum bestimmte analytische Fähigkeiten voraus, die vornehmlich höher qualifizierten Arbeitskräften zugesprochen werden.

Die Menge der in den Unternehmen anfallenden Informationen kann zudem auch zu einer Dezentralisierung von Entscheidungsprozessen führen, wenn davon ausgegangen wird, dass die in den Unternehmen verfügbare und benötigte Menge an Daten durch die technologischen Veränderungen schneller steigt, als eine Anpassung der Beschäftigtenstruktur zu deren Bewältigung möglich ist (Brynjolfsson/Mendelson, 1993). In dieser auch von Breshnahan/Brynjolfsson/Hitt (2002) als *information overload* bezeichneten Situation besteht dann ein erhöhter Bedarf an Beschäftigten, die ihren umfangreichen Aufgaben eigenständig nachgehen können (Lazear, 1995; Breshnahan, 1999).

In diesen Fällen ist also nicht nur ein direkter Zusammenhang zwischen dem Einsatz von Informationstechnologien und der Nachfrage nach qualifizierten Arbeitskräften gegeben. Vielmehr zeigt das Beispiel der Dezentralisation von Entscheidungen auch indirekte Effekte technologischer Veränderungen auf die Arbeitsnachfrage auf, die sich durch organisatorische Veränderungen in den Unternehmen ergeben. Da effiziente Informations- und Kommunikationswege für die Organisationsstruktur von Unternehmen von Bedeutung sind (bspw. Milgrom/Roberts, 1990; Brynjolfsson/Mendelson, 1993; Radner, 1993), sind also organisatorische Veränderungen im Zuge der Einführung neuer Informations- und Kommunikationstechnologien zu erwarten (Breshnahan/Brynjolfsson/Hitt, 2002). Tatsächlich belegen Fallstudien neben der bereits erwähnten Verlagerung und Neugestaltung von Entscheidungs-

---

kompetenzen auch Veränderungen der Aufgabengebiete gerade von höher qualifizierten Mitarbeitern oder die Einführung von Anreizentlohnungssystemen (Breshnahan/Brynjolfsson/Hitt, 1999), so dass Breshnahan/Brynjolfsson/Hitt (2002) schließlich von komplementären Beziehungen zwischen der Nachfrage nach qualifizierten Mitarbeitern, technologischen und eben organisatorischen Veränderungen auf der Unternehmensebene ausgehen.

Die umfassende empirische Analyse der Lohn- und Beschäftigungswirkungen solcher organisatorischen Veränderungen in Deutschland bildet einen Schwerpunkt der vorliegenden Arbeit, der die ersten drei Kapitel umfasst. Neben einer weiteren Vertiefung und Aktualisierung des bisher dargestellten Forschungsstandes umfasst Kapitel 2 eine empirische Untersuchung der Auswirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Arbeitsnachfrage. Im Mittelpunkt steht dabei der Nachweis eines qualifikationsverzerrten organisatorischen Wandels. Entsprechend werden verknüpfte Betriebs- und Beschäftigtendaten des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung Nürnberg (IAB) verwendet, die sowohl Informationen zu organisatorischen Veränderungen auf der Betriebsebene als auch alle Merkmale von Beschäftigten bereitstellen, die zur Schätzung von Nachfragefunktionen für Beschäftigte verschiedener Qualifikationsgruppen benötigt werden. Der Nachweis, dass organisatorische Veränderungen sich nachteilig auf die Beschäftigung gering qualifizierter Erwerbspersonen auswirken, gelingt empirisch nicht. Insgesamt zeigen sich eher positive Effekte betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Beschäftigung.

In Ergänzung hierzu befasst sich Kapitel 3 mit den Effekten betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung und Beschäftigungsstabilität. Ebenfalls auf Basis verknüpfter Personen- und Betriebsdaten des IABs werden die Auswirkungen verschiedener betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf das individuelle Lohnniveau und die externe Jobmobilität bzw. Betriebsaustritte bestimmt. Im Unterschied zu Kapitel 2 erfolgen alle Untersuchungen auf Ebene der Beschäftigten. Dieses Vorgehen erlaubt eine bessere Einbeziehung individueller Merkmale, die zur Schätzung von Lohngleichungen notwendig sind. Zudem ist es möglich, die Beschäftigten nicht nur hinsichtlich ihres formalen Bildungsniveaus zu unterscheiden, sondern auch die Auswirkungen organisatorischer Veränderungen auf die Entlohnung und Beschäftigung von Erwerbstätigen einzelner Tätigkeits- und Berufsgruppen zu analysieren. Diese Vorgehensweise offenbart im Ergebnis ein differenziertes Bild der Lohn- und Beschäftigungswirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen.

Die Beschäftigungseffekte technologischer und organisatorischer Veränderungen sind auch in Kapitel 4 von Bedeutung. Jedoch rückt hier die internationale Diskussion um die vermeidlich negativen Beschäftigungseffekte von Gewerkschaften und Betriebsräten in den Vordergrund. Für Deutschland liegen hierzu sehr unterschiedliche Ergebnisse vor. Im Mittelpunkt der Diskussion stehen dabei eher methodische Aspekte. Einerseits wird die Modellierung der Betriebsgröße und andererseits die Endogenität der Betriebsratsvariablen in den Schätzgleichungen thematisiert. Mit Blick auf die insbesondere für Großbritannien vorliegenden Ergebnisse ist außer-

dem von Bedeutung, ob für technologische und organisatorische Änderungen in den Schätzungen kontrolliert wird. Da die bisherigen Arbeiten nur sehr bedingt miteinander verglichen werden können, greift Kapitel 4 die offenen Punkte der dargestellten Diskussion unter Verwendung eines einheitlichen Datensatzes auf. Im Ergebnis lässt sich überwiegend ein negativer Effekt von Betriebsräten auf das Beschäftigungswachstum feststellen. Allerdings erlaubt es die Datenlage nicht, alle offenen Fragen bezüglich der Endogenität von Betriebsräten in den Schätzgleichungen abschließend zu klären.

Inhaltlich schlägt dieser Beitrag dann auch eine Brücke zu den nächsten beiden folgenden Kapiteln der Arbeit, die sich mit der Entwicklung der industriellen Beziehungen in Deutschland und Großbritannien auseinandersetzen. Mit Blick auf die Veränderungen der qualifikatorischen Lohnstrukturen ist ein Vergleich dieser beiden Länder besonders interessant. Schließlich handelt es sich nach den bereits zitierten Ergebnissen von Gottschalk/Smeeding (1997) bei Großbritannien um das einzige Land, das mit ähnlich starken Veränderungen wie die Vereinigten Staaten konfrontiert gewesen ist, während gleichzeitig in Deutschland die Verteilung der Löhne nahezu unverändert geblieben ist. In Kapitel 5 wird die Entwicklung in beiden Ländern vornehmlich deskriptiv analysiert. Datengrundlage bilden das IAB-Betriebspanel sowie der *Workplace and Employment Relations Survey* (WERS). In Kapitel 6 wird die Analyse vertieft und Oaxaca-Blinder-Zerlegungen zur Erklärung des Rückgangs der Tarifbindung in beiden Ländern herangezogen. Dieses methodische Vorgehen wird nur durch die nach Kenntnisstand des Autors erstmalige Kombination beider Datensätze ermöglicht. Die so gewonnenen Ergebnisse legen dann den Schluss nahe, dass deutsche Arbeitgeber eine im Vergleich stärker ausgeprägte Neigung für eine Beteiligung von Gewerkschaften bei der Lohnsetzung zu haben scheinen.

Autoren wie bspw. Beckmann (2007) oder Behagel/Caroli/Roger (2011) vertreten auch die These, dass technologische und organisatorische Veränderungen zu Lasten älterer Arbeitnehmer erfolgen können. Da betriebliche Weiterbildung allerdings als ein Mittel angesehen werden kann, die Produktivität von (älteren) Mitarbeitern zu erhöhen bzw. zu erhalten, befasst sich der letzte Beitrag mit den Beschäftigungswirkungen von Weiterbildungsmaßnahmen für ältere Arbeitnehmer. Datengrundlage bildet eine Sonderbefragung zur Weiterbildung von älteren Arbeitnehmern im Rahmen des IAB-Betriebspanels 2002, die mit Daten aus der Beschäftigtenhistorikdatei der Bundesagentur für Arbeit ergänzt werden. Ausgehend von humankapitaltheoretischen Überlegungen wird einerseits auf der Betriebsebene das Beschäftigungswachstum der Gruppe der älteren Arbeitnehmer im Zeitraum von 2002 bis 2006 untersucht. Andererseits erfolgt auf Personenebene eine Verweildaueranalyse. Die Ergebnisse zeigen allerdings nur positive Beschäftigungseffekte von Weiterbildungsmaßnahmen für Ältere in ostdeutschen Betrieben.

## 2 Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage\*

### 2.1 Einleitung

Betriebliche Reorganisationsprozesse sind durch verschiedene Bündel geschäftspolitischer, arbeitsorganisatorischer und personalpolitischer Maßnahmen gekennzeichnet. Im Einzelnen werden dazu die Einführung von Anreizentlohnung, Gruppenarbeit, Job Rotation oder Arbeitszeitkonten, aber auch die Verlagerung von Entscheidungskompetenzen auf niedrigere Hierarchieebenen, Verbesserungen der Qualitätssicherung, Restrukturierungen von Abteilungen neben Veränderungen im Einkaufs- und Absatzbereich gezählt.<sup>1</sup> In der Literatur sind diese Maßnahmen unter verschiedenen Bezeichnungen wie z.B. “innovative work practices” oder “high performance work practices” bekannt, wobei sich deren begriffliche Abgrenzung im Einzelnen überwiegend aus empirischen Arbeiten ableitet und daher auch von der jeweiligen Datenlage bestimmt ist (vgl. z.B. Ichniowski/Shaw/Prennushi, 1997; Black/Lynch, 1997, 2000, 2001).<sup>2</sup>

Als Reaktion auf weiterhin anhaltende Veränderungen des Markt- und Wettbewerbsumfeldes durch eine zunehmende internationale Spezialisierung, dem Wegfall von Handelsbeschränkungen oder der Schaffung gemeinsamer Märkte können diese betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen den Unternehmen die Anpassung an notwendige (interne) Flexibilitätserfordernisse und damit Produktivitätserhöhungen zur Steigerung ihrer Wettbewerbsfähigkeit ermöglichen (Alda/Bellmann, 2002). Schließlich sind Ansatzpunkte zur Schaffung und dem Erhalt wichtiger Wettbewerbsvorteile in besonderen Produkteigenschaften, den Beziehungen zu Lieferanten und Kunden, dem Aufbau von Markteintrittsbarrieren, aber auch in Veränderungen im Produktionsprozess oder der Organisationsstruktur zu sehen (Kumar, 2002). Die so durch organisatorischen Wandel erzielbaren Produktivitätssteigerungen<sup>3</sup> sollten zu einer Ausweitung der Nachfrage nach den angebotenen Gütern und Dienstleis-

---

\*Dieser Beitrag entstand in Koautorenschaft mit Lutz Bellmann und ist 2006 in der Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung, Bd. 39, Heft 2, S. 201-233, erschienen. Die Veröffentlichung erfolgt mit freundlicher Genehmigung des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.

<sup>1</sup>Vereinzelt werden in diesem Zusammenhang auch Outsourcing-Aktivitäten oder gezielte Rekrutierungsstrategien (wie bspw. Assessment-Center) betrachtet.

<sup>2</sup>Im Folgenden wird synonym auch der Begriff “innovative Arbeitsplatzformen” verwendet.

<sup>3</sup>Empirische Ergebnisse hierzu liefern mitunter Ichniowski/Shaw/Prennushi (1997), Capelli/Neumark (1999), Black/Lynch (1997, 2000, 2001), Flaig/Rottmann (1999), Kölling/Schank (2002) oder auch Bauer (2003).

tungen führen bzw. zur Sicherung oder dem Ausbau von Marktanteilen beitragen und sich tendenziell beschäftigungsfördernd auswirken. Insofern entsteht auch eine Parallele zu den Effekten technischer Änderungen (Bellmann/Kölling, 1997).

Seit einigen Jahren finden sich empirische Belege dafür, dass der sich mit der Einführung dieser Maßnahmen in den Betrieben vollziehende organisatorische Wandel offenbar - analog zu der Einführung neuer Technologien<sup>4</sup> - nicht qualifikationsneutral vollzieht. Entsprechende Ergebnisse für einen internationalen Vergleich liefern beispielsweise Breshnahan/Brynjolfsson/Hitt (2002), Caroli/van Reenen (2001) sowie Piva/Santarelli/Vivarelli (2003, 2004). Gleiches gilt auch für die Arbeiten von Falk (2001), Kölling/Möller (2002), Bellmann et. al. (2002) oder Bauer/Bender (2002, 2004), die vergleichbare Belege für Deutschland liefern. Bellmann et. al. (2002) und Bauer/Bender (2002, 2004) nutzen, wie auch Hujer/Caliendo/Radić (2002), Bellmann/Schank (2000) oder Kölling/Schank (2002), einen am Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit in Nürnberg (IAB) zur Verfügung stehenden Datensatz, bei dem die Daten des IAB-Betriebspanels mit den bei der Bundesagentur für Arbeit vorliegenden Sozialversicherungsdaten zusammengeführt werden. Diese Datensätze haben den Vorteil, dass die Betriebsangaben insbesondere mit genaueren Angaben zum Qualifikationsniveau und der Entlohnung auf Individualebene ergänzt werden können. Während die hier genannten Arbeiten, die Linked-Employer-Employee-Daten (LEE) verwenden, eher Quer- oder kürzere Längsschnittanalysen beinhalten, wird für die vorliegende Untersuchung der Beschäftigungswirkungen betrieblicher Reorganisationsprozesse ein LEE-Panel des IAB für den Zeitraum von 1996 bis 2004 genutzt. Im Mittelpunkt der Untersuchung stehen dabei mögliche Auswirkungen eines organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage in West- und Ostdeutschland.

Im folgenden Abschnitt wird daher auf die Motive und Folgen organisatorischen Wandels, insbesondere mit Blick auf die Beschäftigtenstruktur, eingegangen. Die verwendeten Methoden, Daten und Variablen werden im dritten Abschnitt genauer dargestellt, während die empirischen Ergebnisse dieser Arbeit im vierten Abschnitt enthalten sind. Eine Zusammenfassung der Ergebnisse schließt diesen Beitrag gemeinsam mit einem Ausblick im fünften und letzten Abschnitt ab.

## 2.2 Beschäftigungseffekte organisatorischen Wandels

Der sich nicht nur auf einzelne Länder, Branchen oder Unternehmen beschränkende organisatorische Wandel zu weniger arbeitsteilig geprägten Unternehmen bzw. Betrieben wird deutlich durch die Einführung computergestützter Informations- und Kommunikationstechnologien begünstigt und angetrieben (Lindbeck/Snowder,

---

<sup>4</sup>Einen Überblick empirischer Untersuchungen zu diesem Thema bieten Chennels/van Reenan (1999). Eine umfassende Darstellung der Diskussion, um die Auswirkungen technologischen Wandels findet sich mitunter bei Acemoglu (2002).



2000; Thesmar/Thoenig, 2000). Dabei kommt der Nutzung individualisierter Anwendungen und auftretenden Netzwerkeffekten durch stetig sinkende Preise immer leistungsfähigeren Technologien (Breshnahan, 1999, 2002) wie auch der Realisierung von Skalenerträgen mittels der Bündelung von IT-Funktionen an einem Ort unter Ausnutzung der Möglichkeiten zur Datenfernübertragung eine besondere Bedeutung zu (Flecker/Kirschenhofer, 2003). Gleichzeitig ist in dem Einsatz flexibler Fertigungssysteme, die die Nettoproduktion unter Verwendung vielseitig einsetzbarer Ressourcen bei geringen Lagerbeständen erhöhen sollen und dazu eine entsprechende Organisation der Unternehmen erfordern, eine weitere wichtige Determinante des betrieblichen Reorganisationsprozesses zu sehen (Michelini et. al., 1994; Lei/Hitt/Goldhar, 1996; Lindbeck/Snowder, 1996, 2000).

Vor diesem Hintergrund zeigen Lindbeck/Snowder (2000) auf, dass die Einführung "moderner" Produktionstechnologien, die durch ihre flexible Einsetzbarkeit nicht nur die Ausnutzung von Komplementaritäten einzelner Aufgaben begünstigen, sondern auch die Schaffung vielseitigerer Arbeitsplätze ermöglichen, einen Wandel in der Organisationsstruktur gewinnmaximierender Unternehmen herbeiführen kann. Dies ist dann genau der Fall, wenn die Nutzung dieser Produktionstechnologien sich derart auf die Struktur der Grenzerlöse und -kosten auswirkt, dass mit der Einführung innovativer Arbeitsplatzformen und der damit verbundenen betrieblichen Reorganisation ein neues Gewinnoptimum erreicht werden kann. Entsprechendes lässt sich mit dem Modell auch für die Nutzung moderner Informations- und Kommunikationstechnologien im Unternehmen zeigen. Hier fördern diese Technologien durch einen billigen und schnellen Zugang zu Informationen die Nutzung verschiedener Fertigkeiten der Beschäftigten bei der Bearbeitung mehrerer Aufgaben. Damit verbundene Lerneffekte<sup>5</sup> können dann die Produktivität der Mitarbeiter erhöhen und somit die Anreize des Unternehmens, entsprechend zu reorganisieren, erhöhen.

Da die optimale Gestaltung des Entscheidungssystems von Unternehmen von der Verteilung spezifischen Wissens innerhalb der Organisation abhängig ist und sich so die Vergabe von Entscheidungskompetenzen am Anteil verfügbarer relevanter Informationen orientieren sollte (Baron/Kreps, 1999), kann sich im Zuge des Einsatzes von Informations- und Kommunikationstechnologien eine Dezentralisation von Entscheidungen dann als vorteilhaft für das Unternehmen erweisen, wenn die Mitarbeiter über dezentrale Informationsvorteile oder implizites Wissen verfügen (Funder, 1999). Auf diese Weise können dann auch zusätzliche relevante Informationen im Entscheidungsprozess berücksichtigt werden (Kräkel, 1999). Neben diesen informationellen Gründen für eine Delegation spricht Itoh (1994) auch von

---

<sup>5</sup>Lindbeck/Snowder (2000) unterscheiden hier "intertask" und "intratask learning". Von "intertask learning" wird genau dann gesprochen, wenn Informationen und Fertigkeiten eines Beschäftigten, die bei der Bewältigung einer Aufgabe gewonnen und erworben wurden, dessen Leistung bei anderen Tätigkeiten verbessern. Demgegenüber kann ein Arbeitnehmer seine Fertigkeiten, die er zur Bewältigung einer Aufgabe benötigt, steigern und seine Produktivität erhöhen, wenn er sich nur dieser einen Tätigkeit länger zuwendet ("intratask learning").

technologischen, die in, sich aus speziellen Fähigkeiten bzw. besseren “Produktionstechnologien” der Mitarbeiter ergebenden, komparativen Kostenvorteilen zu sehen sind.<sup>6</sup> Neben der sich aus der Delegation von Entscheidungen ergebenden Senkung von Transaktionskosten infolge eines geringeren Bedarfs an zu übertragenden Informationen,<sup>7</sup> kann eine Dezentralisation des Entscheidungsprozesses auch zu einer schnelleren Entscheidungsfindung bzw. -umsetzung führen, da die Mitarbeiter am Entscheidungsprozess teilhaben und dessen Ergebnis besser akzeptieren (Jirjahn, 1998). Vor diesem Hintergrund postulieren psychologische bzw. verhaltenswissenschaftliche Ansätze ein komplementäres Verhältnis von partizipativen Organisationsformen und einem kooperativen Verhalten der Organisationsmitglieder: Das “Commitment” dem Arbeitgeber gegenüber erhöht sich, das Vertrauen in das Management wird gestärkt und eine Erhöhung der Arbeitszufriedenheit führt so über die damit einhergehende Reduzierung der Kosten der Arbeitsanstrengung zu einer höheren Leistungsbereitschaft und Produktivität. Allerdings ist dieser Wirkungszusammenhang nicht automatisch gegeben (Levine/Tyson, 1990).<sup>8</sup>

Dementsprechend kann nach Lindbeck/Snowder (2000) auch eine Veränderung der Präferenzen von Arbeitnehmern zu Gunsten vielseitigerer Beschäftigung über eine damit verbundene Anpassung der Reservationslöhne, die sich letztlich sowohl auf die Grenzkosten als auch folglich auf das Gewinnoptimum des Unternehmens auswirkt, einen organisatorischen Wandel begünstigen. Mit diesem Aspekt eng verbunden ist schließlich auch die stetige Verbesserung der Humankapitalausstattung der Beschäftigten. Neben den bekannten Produktivitätswirkungen von allgemeinen und firmenspezifischen Humankapital ist hier die zunehmende Fähigkeit der Arbeitnehmer, vielseitigere Aufgaben zu bewältigen, in den Vordergrund zu stellen. Ein Heranziehen dieser Beschäftigten zu eher einseitigen Tätigkeiten ist dann mit Opportunitätskosten verbunden, die durch betriebliche Reorganisationsmaßnahmen reduziert werden können. Folglich erhöht sich für Unternehmen der Anreiz zur Reorganisation, wenn sich Änderungen der Produktions-, Informations- und Kommunikationstechnologien sowie des Humankapitals ausreichend stark auf des-

---

<sup>6</sup>Zudem erscheint eine Dezentralisation von Entscheidungen auch dann vorteilhaft, wenn die Unsicherheit, mit der die Aufgabe verbunden ist, relativ hoch ist. Da mit zunehmender Unsicherheit die Spezifikation der Aufgabendurchführung komplexer wird und Informationen, die ein Mitarbeiter aus der Umwelt zur Komplexitätsreduktion heranzieht, nur diesem zur Verfügung stehen, steigen hier die Anreize zur Entscheidungsdelegation seitens des Unternehmens (Jost, 2001; Jost/Webers, 2001).

<sup>7</sup>Allerdings ist hinsichtlich des Entscheidungsfindungsprozesses auch das Gegenteil denkbar: Mit der Anzahl der Personen, die am Entscheidungsprozess teilhaben, steigen die Transaktionskosten (Williamson, 1975).

<sup>8</sup>Auch wenn erhöhte Entscheidungskompetenzen direkte Anreizwirkungen entfalten können, indem so beispielsweise den Bedürfnissen nach Anerkennung und Selbstverwirklichung stärker Rechnung getragen wird, sollten begleitend Maßnahmen ergriffen werden, die den Mitarbeitern die notwendigen Fähigkeiten, das zugehörige Wissen und schließlich auch die Gelegenheit bieten, sich aktiv am Entscheidungsprozess im Unternehmen zu beteiligen (Ichniowski/Shaw, 2003).

sen Erlös- und Kostenstruktur auswirken. Ergänzend zeigen die aufeinander aufbauenden Arbeiten von Milgrom/Roberts (1990) und Milgrom/Qian/Roberts (1991), dass zudem die gewinnmaximierende Ausnutzung von Komplementaritäten zwischen Bereichen wie Marketing, Produktion, Personal, Technik, Design und der Organisation der Unternehmen so ebenfalls zur Einführung innovativer Arbeitsplatzformen beitragen können.

Da betriebliche Reorganisationsmaßnahmen nicht nur mit einer internen Umstrukturierung, sondern auch mit Veränderungen in der Belegschaftsstruktur oder Personalabbau einhergehen können, ist es denkbar, dass Mitarbeiter aus Angst vor Entlassungen oder Überbelastung, motivationsbedingt Arbeitszeit in "Beeinflussungsaktivitäten" (influence activities) investieren. Diese Erhöhung der Widerstandskosten während des betrieblichen Reorganisationsprozesses kann dann zu Ineffizienzen führen oder den organisatorischen Wandel vollständig blockieren (Picot/Dietl/Franck, 2005; Kräkel, 1999; Frick, 2002). Durch das Zusammenspiel arbeitsorganisatorischer Maßnahmen kann aber auch die notwendige Beschäftigungsanpassung flankiert und so einem ständigen Auf- und Abbau der Belegschaft entgegengesteuert werden.

Eine weitere Voraussetzung zur Realisierung von Produktivitätsvorteilen infolge betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen ist die Begrenzung der Fluktuation in Teams (Chillemi/Gui, 1997). Auch bei anfallenden Projektarbeiten müssen Fluktuationen zur Minimierung von Einarbeitungszeiten und -kosten reduziert werden. Insofern kann davon ausgegangen werden, dass betriebliche Reorganisationsmaßnahmen insbesondere dann effizient sind, wenn sie zusammen mit Maßnahmen eingeführt werden, die Fluktuationen entgegenwirken.

Wird eine betriebliche Dezentralisierungsstrategie verfolgt, ist zudem der Wegfall mittlerer Hierarchieebenen wahrscheinlich (Carstensen/Brand, 1999). Deren Notwendigkeit kann dann durch den Einsatz von Informations- und Kommunikationstechnologien in Frage gestellt werden, wenn es so möglich ist, die Aufgaben der mittleren Führungsebene(n), also die Überwachung und Verteilung von Informationen, durch diese Technologien zu übernehmen (De Groot, 1998; Lindbeck/Snowder, 1996; Flecker/Kirschenhofer, 2003). Demgegenüber kann es für Unternehmen (z.B. bei der Einführung von Maßnahmen zur Qualitätssicherung) auch erforderlich werden, Spezialisten einzustellen. Ergeben sich in Unternehmen also durch betriebliche Reorganisationsmaßnahmen neue Aufgabenbereiche und neue Qualifikationserfordernisse, sollten diese sich in einer Erhöhung des Beschäftigungsniveaus niederschlagen, während eine "Straffung" des Produktionsprozesses zu einem Personalabbau führen kann (Beckmann, 2000). Es kann folglich keine einheitliche Wirkungsrichtung betrieblicher Reorganisationsprozesse auf die Anzahl der Beschäftigten festgestellt werden (Bellmann/Kohaut, 1999). Zudem erfordert bspw. die Verlagerung von Kompetenzen, Gruppenarbeit oder ein engerer Kundenkontakt soziale und kommunikatorische Kompetenz, Urteilsvermögen, Initiative und neben Kreativität auch die Eigenschaft, mit anderen zusammenzuarbeiten. Zusätzlich kommt

(dem Erwerb von) Fähigkeiten, die es ermöglichen, eine Vielzahl von Aufgaben zu erfüllen und Erfahrungen aus einem Tätigkeitsfeld auf ein anderes zu übertragen, besondere Bedeutung zu (Lindbeck/Snowder, 2000).<sup>9</sup> Werden diese Fertigkeiten eher besser qualifizierten Mitarbeitern zugeschrieben, ist ein Unternehmen, das organisatorische Änderungen durchführt, bestrebt, ein entsprechend hohes Qualifikationsniveau zu etablieren. Insofern scheint es als gerechtfertigt, davon auszugehen, dass betriebliche Reorganisationsmaßnahmen adverse Beschäftigungseffekte für Un- und Angelernte zur Folge haben.

## 2.3 Methoden, Daten und Variablen

### 2.3.1 Empirischer Ansatz

Den Ausgangspunkt zur Bestimmung der Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage, bildet die dynamische Arbeitsnachfragefunktion

$$n_{it} = \alpha_1 n_{it-1} + \alpha_2 X_{it} + \varrho_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (2.1)$$

$n_{it}$  ist dabei die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten des Betriebes  $i$  in der Periode  $t$  und  $X_{it}$  ein Vektor mit Kontrollvariablen. Die Koeffizienten sind in  $\alpha_1$  bzw. dem Vektor  $\alpha_2$  enthalten.  $\varrho_i$  und  $\nu_t$  beschreiben unbeobachtbare betriebs- und zeitspezifische Effekte;  $\epsilon_{it}$  ist die Störgröße. Zudem ist hier die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten aus der Vorperiode  $n_{it-1}$  mit als erklärende Variable im Modell enthalten. Wegen ihrer autoregressiven Form und Autokorrelation erster Ordnung ist eine Schätzung dieser Nachfragefunktion mit der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) weder effizient noch konsistent. Daher soll sie mit der verallgemeinerten Methode der Momente (*generalized method of moments* (GMM)) bestimmt werden, wobei gleichzeitig für individuelle fixe Effekte kontrolliert wird, indem erste Differenzen herangezogen werden. Für die in Gleichung (2.1) dargestellte Nachfragefunktion folgt dann, dass

$$\Delta n_{it} = \alpha_1 \Delta n_{it-1} + \alpha_2 \Delta X_{it} + \Delta \nu_t + \Delta \epsilon_{it} \quad (2.2)$$

Bei dem auf Arellano/Bond (1991) zurückgehenden GMM-Schätzer werden die in ersten Differenzen dargestellten endogenen Variablen durch deren verzögerte Ausprägungen instrumentiert. Ein Problem hierbei ist, dass besonders dann, wenn diese Variablen einem “random-walk” folgen, die verzögerten Ausprägungen der endoge-

---

<sup>9</sup>Lindbeck/Snowder (1996, 2000) sprechen mit Bezug auf die betriebliche Reorganisation auch von “blurring occupational barriers” und beziehen sich dabei auf die durch Einführung moderner Informations- und Kommunikationstechnologien bedingte Zunahme der Komplementarität einzelner Tätigkeiten in den Unternehmen.

nen Variablen schlechte Instrumente für deren erste Differenzen darstellen. Deswegen wird in weiteren Entwicklungen dieses Schätzansatzes von Arellano/Bover (1995) und schließlich Blundell/Bond (1998) dieses System von Gleichungen erster Differenzen um Niveaugleichungen ergänzt. In diesen zusätzlichen Niveaugleichungen werden dann die Ausprägungen der endogenen Variablen durch deren verzögerte erste Differenzen instrumentiert. Die asymptotisch effizientere zweistufige Anwendung dieses auch als "System-GMM" bezeichneten Schätzers führt zwar zu einer heteroskedastierobusten Kovarianz-Matrix, dennoch sind die so bestimmten Standardfehler typischerweise nach unten verzerrt (Arellano/Bond, 1991; Blundell/Bond, 1998), was mit dem Korrekturverfahren von Windmeijer (2005) kompensiert werden kann.

Da also bei der Bestimmung der Arbeitsnachfragefunktionen mit dem System-GMM-Schätzer nach Blundell/Bond (1998) auch die erste Differenz der logarithmierten Beschäftigtenanzahl der Vorperiode benötigt wird, können nur Beobachtungen in die Schätzungen eingehen, für die in mindestens drei aufeinander folgenden Perioden Informationen vorliegen. Daher wird auf ein unbalanced panel zurückgegriffen, um eine zu starke Reduktion der Fallzahl zu verhindern. Gleichzeitig kann so auch dem Problem der Selbstselektion begegnet werden. Der (Sargan-)Hansen-Test dient dabei als allgemeiner Spezifikationstest des Modells. Die Nullhypothese unterstellt, dass die Orthogonalitätsbedingungen für die benutzten Instrumente erfüllt sind. Es wird also überprüft, ob genügend valide Instrumente in der Schätzung enthalten sind. In diesem Sinne ist dies auch ein Test auf Überidentifikation des Modells. Die Nullhypothese wird in beiden Fällen abgelehnt, was auf eine Überspezifikation des Modells hindeutet, die möglicherweise auf eine serielle Korrelation zurückzuführen ist, die mehr als eine Periode umfasst. Daher werden auch Tests auf Autokorrelation erster und zweiter Ordnung durchgeführt. Durch die Verwendung erster Differenzen ist dabei eine Autokorrelation erster Ordnung zu erwarten.<sup>10</sup> Eine Autokorrelation höherer Ordnung deutet hingegen darauf hin, dass verzögerte Werte der abhängigen Variable ebenfalls endogen und damit nicht als Instrumente geeignet sind.<sup>11</sup>

### 2.3.2 Datensatz

Die Datengrundlage für die beschriebene Schätzung der betrieblichen Arbeitsnachfrage bildet ein speziell entwickelter Linked-Employer-Employee-Datensatz des IAB (LIAB) für den Zeitraum von 1996 bis 2004, der die Betriebsangaben aus dem IAB-Betriebspanel mit Personendaten aus der Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei (BLH) über die in beiden Datensätzen verfügbare Betriebsnummer kombiniert. Grundgesamtheit des IAB-Betriebspanels sind die in der Betriebsdatei

<sup>10</sup>Hier ist dann der Term  $\epsilon_{it}$  sowohl in  $\Delta\epsilon_{it} = \epsilon_{it} - \epsilon_{it-1}$  als auch  $\Delta\epsilon_{it-1} = \epsilon_{it-1} - \epsilon_{it-2}$  enthalten.

<sup>11</sup>Dies bedeutet dann im Fall einer Autokorrelation zweiter Ordnung, dass  $n_{it-2}$  nicht nur mit dem Störterm  $\epsilon_{it-2}$ , sondern auch mit  $\Delta\epsilon_{it-2}$  und schließlich  $\Delta\epsilon_{it}$  korreliert ist.

der BA erfassten Betriebe.<sup>12</sup> Da diese über die Betriebsnummer zum 30. Juni eines Jahres aggregierten Angaben aus der Beschäftigtenstatistik enthält, sind in dem Panel nur Betriebe zu finden, die (zum Zeitpunkt der Stichprobenziehung) mindestens eine sozialversicherungspflichtige Person beschäftigen.<sup>13</sup> Die Ziehung der Zufallsstichprobe erfolgt nach dem Prinzip der optimalen Schichtung, so dass diese im Ergebnis näherungsweise einer beschäftigungsproportional gezogenen Stichprobe entspricht. Über 10 Betriebsgrößenklassen und 16 bzw. seit dem Jahr 2000 17 Wirtschaftszweige werden dabei die einzelnen Schichtungszellen definiert, wobei die Auswahlwahrscheinlichkeit der Betriebe mit ihrer Größe steigt. Diese Schichtungszellen dienen auch der Gewichtung und Hochrechnung der Stichprobe. Die Befragung erfolgt seit der ersten Welle im dritten Quartal 1993 durch Interviewer von Infratest Sozialforschung. Der detaillierte Fragenkatalog umfasst dabei neben allgemeinen Angaben zu den Betrieben, wie z.B. die Rechtsform oder Eigentumsverhältnisse der Betriebe, auch deren Personalstruktur, -entwicklung und -politik und wird durch modulare Themenschwerpunkte ergänzt. Mit der ersten Erhebung sind für die alten Bundesländer insgesamt 4.265 Fälle auswertbar. Auf dieser Basis werden jedes Jahr alle Betriebe nach Möglichkeit erneut befragt. Die Antwortquoten der jeweils wiederholt befragten Betriebseinheiten betragen dabei mehr als 80%. Das Panel wird in jedem Jahr durch Ergänzungs- und Nachbearbeitungsstichproben flankiert, um neue oder wieder auflebende Betriebsnummern bzw. Betriebe zu befragen und Ausfälle zu kompensieren. Seit der vierten Welle in 1996 wird die Befragung auch in den neuen Bundesländern mit 4.313 erstbefragten Betrieben durchgeführt (Bellmann, 2002). Für das Jahr 2004 stehen so Angaben von 15.689 Betrieben, davon 5.585 in den neuen Bundesländern und Ost-Berlin, zur Verfügung.

Mit der BLH selbst stehen wiederum kombinierte Informationen aus der Beschäftigten- und der Leistungsempfängerhistorik der Bundesagentur für Arbeit zur Verfügung. Die in der Beschäftigtenhistorik enthaltenen Informationen zur abhängigen Erwerbstätigkeit stammen dabei aus den Meldungen der jeweiligen Arbeitgeber zur Sozialversicherung, wobei das Meldeverfahren die Art, den Umfang sowie die Struktur der Daten letztlich bestimmt. Für einzelne Beschäftigte wird dabei mindestens einmal im Jahr, also spätestens zum 31. Dezember jeden Jahres, eine Meldung abgegeben.<sup>14</sup> Diese enthalten u.a. Angaben zu Alter, Geschlecht

---

<sup>12</sup>Als Betrieb wird dabei die örtliche Einheit verstanden, in der die Tätigkeiten eines Unternehmens tatsächlich durchgeführt werden (Bellmann, 2002).

<sup>13</sup>Bei wiederholt befragten Betrieben kann es vorkommen, dass zum Befragungszeitpunkt kein Arbeitnehmer sozialversicherungspflichtig beschäftigt wird. Die Angaben dieser Betriebe können dann nur zu Längsschnittanalysen herangezogen werden, da eine Hochrechnung im Querschnitt nicht möglich ist.

<sup>14</sup>Zeitliche Lücken der Beschäftigtenmeldungen werden mit Angaben der Leistungsempfängerhistorikdatei (LeH) des IAB im Zuge der Generierung der BLH aufgefüllt. Dann noch verbleibende zeitliche Lücken sind mit den Daten aus der BLH nicht weiter beobachtbar, wobei Arbeitslosigkeit Zustände in der LeH nur erfasst werden, wenn die Leistungen der Bundesagentur für Arbeit auch tatsächlich in Anspruch genommen werden (Alda/Bender/Gartner, 2005). Auf die

und der Nationalität des Beschäftigten, dem Beginn und Ende des Meldezeitraumes, der so maximal ein Jahr betragen kann, dem ausgeübten Beruf,<sup>15</sup> dem Bildungsniveau in Verbindung mit dem beruflichen Qualifikationsniveau, dem Wirtschaftszweig und Arbeitsort sowie letztlich auch tagesgenaue Entgeltangaben<sup>16</sup> (Alda/Bender/Gartner, 2005).

Im hier verwendeten Datensatz sind ursprünglich alle in der BLH enthaltenen Meldungen der Betriebe aus dem IAB-Betriebspanel zu finden, die sich über den 30. Juni mindestens eines der Jahre zwischen 1996 und 2004 erstrecken. Existiert für einen Betrieb in einem dieser Jahre kein gültiges Interview im IAB-Betriebspanel, führt dies also zur vollständigen Nicht-Berücksichtigung der betroffenen Betriebe und deren Beschäftigten. Gleiches gilt für die Vor- und Nachbiographien der Beschäftigten, sofern sie im Beobachtungszeitraum nicht zwischen Betrieben, die an den Befragungen teilgenommen haben, wechseln und für sie Meldungen über den 30. Juni der jeweiligen Jahre hinweg vorhanden sind.

Um mögliche Fehler in den Daten auszuschließen<sup>17</sup> und eine bessere Interpretation der Ergebnisse zu gewährleisten, ist die Menge der im Datensatz enthaltenen Meldungen auf solche reduziert worden, die sich gleichzeitig auf

- die Hauptbeschäftigungsverhältnisse sozialversicherungspflichtig Beschäftigter ohne besondere Merkmale, die länger als einen Tag bestanden haben,
- keine Auszubildenden, Volontäre oder Praktikanten,
- Teil- oder Vollzeitbeschäftigte Männer und Frauen,
- Personen, die weder ihre Staatsangehörigkeit, noch das Geschlecht wechseln,
- Personen, die nicht jünger als 15 Jahre, aber auch nicht älter als 64 Jahre sind und
- Personen deutscher oder einer anderen Nationalität

beziehen. Des Weiteren werden Betriebe aus der Land- und Forstwirtschaft, dem Bergbau, Organisationen ohne Erwerbscharakter und Einrichtungen der öffentlichen Verwaltung nicht weiter betrachtet. Ebenso befinden sich keine Betriebe im Datensatz, deren Beschäftigtenstand sich durch die Schließung, Ein-/Ausgliederung oder Ausgründung von Betriebsteilen hat verändern können. Aus der sich so ergebenden Menge der Betriebe werden dann zur Bestimmung der Arbeitsnachfrage

---

LeH wird mit Verweis auf die angegebene Literatur nicht weiter eingegangen, da hier nur Angaben aus der BeH verwendet werden.

<sup>15</sup>Gemeint ist hier die Berufsordnung (3-Steller) der Berufsklassifikation der Bundesagentur für Arbeit.

<sup>16</sup>Beim Entgelt ist allerdings zu beachten, dass dieses nur bis zur Höhe der Beitragsbemessungsgrenze gemeldet werden muss. Aus verfahrenstechnischen Gründen darf daher der maximal zu beobachtende Wert nicht mehr als 103,33% der jeweils gültigen Beitragsbemessungsgrenze betragen.

<sup>17</sup>Siehe hierzu bspw. Bender et. al. (1996), Cramer (1985) oder Cramer/Majer (1991).

funktionen für Ost- und Westdeutschland jeweils alle Panelbetriebe für den Zeitraum von 1996 bis 2004 ausgewählt.<sup>18</sup>

### 2.3.3 Determinanten der Arbeitsnachfrage

Zentrale Variablen des hier zu Grunde liegenden dynamischen Modells der Arbeitsnachfrage sind das Umsatz- bzw. Geschäftsvolumen und die Lohnsumme pro Beschäftigten. Ergänzend werden aber weitere Variablen aufgenommen, von denen anzunehmen ist, dass sie die Nachfrage nach Arbeit beeinflussen. Dazu zählen - wie die bisherigen Ausführungen zeigen - solche, die die Einführung betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen betreffen. Hier sind dann im Falle eines "skill-bias" Auswirkungen zu Lasten gering qualifizierter Beschäftigter möglich, während sich für besser qualifizierte gegenteilige Auswirkungen zeigen sollten. Des Weiteren kann auch von positiven Nachfragewirkungen organisatorischen Wandels ausgegangen werden, wenn sich hierdurch die Ertragslage bzw. Wettbewerbssituation des Betriebes verbessert. Mit einer Zunahme der Beschäftigtenanzahl ist ferner zu rechnen, wenn das Unternehmen steigende Umsätze erwartet. Hinsichtlich der Belegschaftsstruktur sind für den Anteil der Teilzeitbeschäftigten an der gesamten Anzahl der Beschäftigten demnach positive Vorzeichen in den Schätzungen zu erwarten, da *ceteris paribus* dieselbe Produktionsmenge nur mit einer höheren Anzahl von Mitarbeitern hergestellt werden kann. Bezüglich des Anteils hoch qualifizierter Beschäftigter ist die Richtung der Wirkung auf die Gesamtnachfrage nach Arbeitskräften a priori theoretisch nicht bestimmbar. So ist denkbar, dass hoch qualifizierte Arbeitnehmer produktiver sind als weniger gut ausgebildete Mitarbeiter und somit insgesamt weniger Arbeiter benötigt werden. Für den hier zu schätzenden Koeffizienten ist dann ein negatives Vorzeichen zu erwarten. Allerdings können von diesen Produktivitätssteigerungen dann wieder positive Effekte erwartet werden, wenn erfolgreichere Unternehmen einen höheren Beschäftigungsstand aufweisen. Der Einfluss des Frauenanteils auf die Anzahl der Mitarbeiter lässt sich ebenfalls nicht eindeutig bestimmen. Einerseits besteht die Möglichkeit, dass Frauen eher in der Verrichtung von einfachen Dienstleistungen oder in der Produktion von Massengütern und da-

---

<sup>18</sup>Da die Beschäftigtenangaben aus der BLH und dem IAB-Betriebspanel auf Betriebsebene teilweise deutlich voneinander abweichen und somit fraglich ist, ob es sich tatsächlich um die selben Betriebseinheiten handelt, werden zudem nur die Betriebe herangezogen, für die eine korrekte Zuordnung von Betriebs- und Beschäftigtendaten angenommen werden kann. Voraussetzung hierfür ist, dass die Betriebe auf Grund eines Vergleiches ihrer Beschäftigtenangaben in dieselbe Größenklasse fallen, die auch zur Stichprobenziehung des IAB-Betriebspanels verwendet wird. Ein Vergleich der Angaben zur Anzahl der Auszubildenden, der leider nicht für alle Betriebe möglich ist, zeigt, dass hier die durchschnittliche Differenz der Angaben über den gesamten Zeitraum nahezu Null beträgt, während gleichzeitig auch die Standardabweichungen deutlich reduziert werden konnten. Ebenso ist eine deutliche Reduzierung der mittleren Differenzen in den Angaben zur Gesamtzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten und den zugehörigen Standardabweichungen zu beobachten.



mit zumeist in größeren Betrieben tätig sind. Andererseits könnte der Anteil von Frauen in eher “rollentypischen” Berufsbildern in kleinen Betrieben aber auch höher sein als in größeren, woraus sich dann ein negatives Vorzeichen für diese Variable ergibt. Zeitdummies vervollständigen die Liste der Kontrollvariablen.

Da Linked-Employer-Employee-Daten zur Verfügung stehen, werden alle Angaben, die sich auf die Beschäftigten und deren Entlohnung beziehen aus der BLH entnommen und auf der Betriebsebene aggregiert. So ist es nicht nur möglich “genauere” Anteilswerte bestimmter Beschäftigungsgruppen zu bestimmen, sondern auch Durchschnittslöhne einzelner Qualifikationsgruppen der Belegschaft zu berechnen. Zur Unterscheidung zwischen gering und hoch qualifizierten Beschäftigten wird die Ausbildungsvariable aus der BLH herangezogen: Alle Personen mit Volks-/Hauptschulabschluss, Mittlerer Reife (oder gleichwertiger Schulbildung) ohne Berufsausbildung werden daraufhin als *Un- und Angelernte* bezeichnet.<sup>19</sup>

#### 2.3.4 Reorganisationsvariablen

Informationen über die Einführung betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen sind bisher in den Wellen 1995, 1998, 2000, 2001 und 2004 des IAB-Betriebspanels enthalten. Während dazu im Jahr 1995 sechs verschiedene Einzelmaßnahmen abgefragt werden, sind es ab der Welle 1998 neun, die sich in den drei folgenden Befragungen bis 2004 nicht verändern.<sup>20</sup> Dieser unterschiedlichen Ausgestaltung der Frage zu den organisatorischen Veränderungen im IAB-Betriebspanel wird durch die Verwendung einer Zeitreihe von 1996 bis 2004 begegnet. Eine weitere Schwierigkeit bei diesen Angaben ist der Zwei-Jahres-Zeitraum auf den sich die Frage bezieht.<sup>21</sup> Damit ist nicht bekannt, wann genau die Maßnahmen eingeführt worden sind bzw. der Reorganisationsprozess begonnen hat. Auch wenn fraglich ist, wie genau Betriebe überhaupt den Einführungszeitpunkt betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen angeben können, kann diese relative “Ungenauigkeit” dazu genutzt werden, die zur Schätzung der dynamischen Arbeitsnachfragefunktionen benötigte Zeitreihe zu erhalten. Dabei werden die Angaben zur Einführung von Reorganisationsmaßnahmen auch jeweils für die beiden Vorjahre, also dem Zeitraum auf den sich die Frage im IAB-Betriebspanel bezieht, übernommen. Da mit der zusätzlichen Befragung der Betriebe zu den organisatorischen Veränderungen der letzten beiden Jahre in der Welle 2000 Überschneidungen auftreten, brauchen diese Angaben bei Verwendung

---

<sup>19</sup>Personen, deren (schulische) Ausbildung unbekannt ist oder für die eine Angabe nicht möglich ist, werden aus der Betrachtung ausgeschlossen. Eine fehlende Angabe ist dann zu erwarten, wenn kein Schulabschluss vorliegt, weil nur für Beschäftigte mit Schulabschluss Meldeschlüssel zur Verfügung stehen.

<sup>20</sup>Hinzu kommen die Antwortmöglichkeiten “Sonstige” und “Keine organisatorischen Änderungen”.

<sup>21</sup>Der genaue Fragestellung lautet: “Sind in Ihrem Betrieb/Ihrer Dienststelle in den letzten zwei Jahren eine oder mehrere der folgenden organisatorischen Änderungen vorgenommen worden?”

einer Zeitreihe von 1996 bis 2004 nicht weiter beachtet werden.<sup>22</sup> Mit Ausschluss der Antwortkategorien der *sonstigen* und *umweltbezogenen organisatorischen Maßnahmen* (wie z.B. Öko-, Produkt- oder Stoffbilanzen) aus der weiteren Betrachtung sind so noch Informationen über acht weitere organisatorische Veränderungen verfügbar. Es handelt sich hierbei um

1. Reorganisation von Abteilungen oder von Funktionsbereichen,
2. Verlagerung von Verantwortungen und Entscheidungen auf untere Hierarchieebenen,
3. Einführung von Gruppenarbeit/eigenverantwortlichen Arbeitsgruppen,
4. Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung,
5. mehr Eigenfertigung/Eigenleistung,
6. mehr Zukauf von Produkten und Leistungen,
7. Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege bzw. der Kundenbeziehungen und
8. Verbesserungen der Qualitätssicherung.<sup>23</sup>

Für jede dieser Reorganisationsmaßnahmen ist so letztlich eine Dummy-Variable verfügbar, die dann den Wert eins annimmt, wenn im jeweiligen Jahr diese Maßnahme hätte eingeführt werden können.

In Anlehnung an die Arbeiten von Bellmann et. al. (2002), Gerlach/Hübler/Meyer (2002), Hujer/Caliendo/Radić (2002) oder Kölling/Möller (2002) können diese Variablen zu Probit-Schätzungen herangezogen werden. Die auf diesem Wege für jedes Jahr auf Betriebsebene bestimmten Wahrscheinlichkeiten zur Reorganisation können dann in die anschließend zu schätzenden Nachfragefunktionen eingesetzt werden. Von Vorteil ist dabei, dass im IAB-Betriebspanel konkret nach der Einführung betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen gefragt wird. Damit wird nicht nur dem Problem des unbekanntem Einführungszeitpunkts der einzelnen Maßnahmen begegnet, sondern auch dem betrieblichen Entscheidungsprozess, Reorganisationen durchzuführen, Rechnung getragen. Außerdem sind so die betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen nicht mehr über Dummy-Variablen in der Nachfragefunktion abgebildet. Diese sind für den jeweiligen zeitlichen Bezugsrahmen der Frage nach organisatorischen Veränderungen im IAB-Betriebspanel konstant, was bei GMM-Schätzungen dann dazu führt, dass die entsprechenden ersten Differenzen den Wert Null annehmen.

---

<sup>22</sup>Unter Ausnutzung der Überschneidung der Angaben zwischen der Befragungen in den Jahren 2000 und 2001 ist es möglich, festzustellen, welche Maßnahmen zwischen dem 1. Juli 2000 und 30. Juni 2001 eingeführt worden sind. So kann hier der Zeitpunkt der Einführung einer Maßnahme etwas genauer bestimmt werden. Dies ist aber für andere Perioden nicht möglich.

<sup>23</sup>Bei den aufgezählten Maßnahmen handelt es sich um die Antwortkategorien aus dem IAB-Betriebspanel. Eine präzisere Abbildung der organisatorischen Veränderungen ist daher nicht möglich.

Da durch die der eigentlichen Schätzung von Nachfragefunktionen vorgelagerten Probit-Schätzungen die Angaben zu den betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen in der Nachfragefunktion instrumentiert werden, muss jede der in diesen dann zweistufigen Schätzansatz verwendeten Gleichungen identifiziert sein. Es müssen also für jede der acht Probit-Gleichungen identifizierende Merkmale (Variablen) gefunden werden, die die Einführung der jeweiligen Reorganisationsmaßnahme (mit) erklären, aber weder einen Einfluss auf die Einführung einer weiteren organisatorischen Änderungen noch auf das Beschäftigteniveau haben. Denkbar wären hier beispielsweise Angaben über die Anzahl von Abteilungen und/oder Gruppen in einem Betrieb, Personen in Führungspositionen oder mit Entscheidungskompetenzen, Art und Umfang der Qualitätssicherung oder dem Verhältnis von Fremd- und Eigenleistungen im Prozess der Leistungserstellung. Solche Informationen sind im IAB-Betriebspanel aber nicht im benötigten Umfang verfügbar und wahrscheinlich auch nur im Rahmen von Fallstudien zu ermitteln. Nach den Ergebnissen einer Faktorenanalyse von Alda/Bellmann (2002) können die hier aufgezählten Reorganisationsmaßnahmen jedoch in zwei Gruppen zusammengefasst werden.<sup>24</sup> Zu der Gruppe der *Arbeitsstrukturveränderungen* zählen dann die Reorganisation von Abteilungen ( $R_1$ ), die Verlagerung von Verantwortungen und Entscheidungen auf untere Hierarchieebenen ( $R_2$ ), die Einführung von Gruppenarbeit bzw. eigenverantwortlichen Arbeitsgruppen ( $R_3$ ) sowie die Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung ( $R_4$ ).<sup>25</sup> Die Gruppe der *Produktionsstrukturveränderungen* umfasst dann schließlich eine Erhöhung der Eigenfertigung/Eigenleistung ( $R_5$ ), eine Zunahme im Zukauf von Produkten und Dienstleistungen ( $R_6$ ), die Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege bzw. der Kundenbeziehungen ( $R_7$ ) und Verbesserungen in der Qualitätssicherung ( $R_8$ ).<sup>26</sup> Während unter den Arbeitsstrukturen also hauptsächlich Maßnahmen zusammengefasst werden, die die Beteiligung von Mitarbeitern an betrieblichen Entscheidungen im Rahmen veränderter Arbeitsabläufe fördern, sind in der Gruppe der Produktionsstrukturveränderungen mit der Konzentration auf mehr Eigenfertigung (“insourcing”) als auch mit einem vermehrten Zukauf von Produkten und Dienstleistungen (“outsourcing”) zwei Maßnahmen erfasst, die deutlicher als andere unterschiedliche Auswirkungen auf die

<sup>24</sup>Ein ähnliches Vorgehen findet sich auch bei Ichniowski/Shaw/Premushi (1997).

<sup>25</sup>Die Ausdrücke in Klammern stellen die formale Bezeichnung der jeweiligen Dummy-Variable dar.

<sup>26</sup>Eine wichtige Voraussetzung für diese Definition der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen ist die Erfüllung des Kaiser-Meyer-Olkin-Kriteriums, da sonst die einzelnen Maßnahmen nicht wie dargestellt getrennt werden dürfen. Für alle Maßnahmen insgesamt ergibt sich hier ein Wert von 0,8408 für West- bzw. von 0,8080 für Ostdeutschland. Bei Aufteilung der Reorganisationsmaßnahmen in Arbeits- und Produktionsstrukturveränderungen liegt der Wert des Kaiser-Meyer-Olkin Kriteriums jeweils getrennt nach West- und Ostdeutschland zwischen 0,6449 und 0,7199. Auch die MSA-Maße (measure for sampling adequacy) der einzelnen Variablen fallen dabei nicht unter einen Wert von 0,6. Folglich kann also von einer Erfüllung des Kaiser-Meyer-Olkin Kriteriums gesprochen werden.

betriebliche Arbeitsnachfrage haben dürften. Deshalb wird die Maßnahme “mehr Zukauf von Produkten und Dienstleistungen” nicht weiter betrachtet.

Für die folglich benötigte Variable zur Einführung von Arbeitsstrukturveränderungen  $V_{it}^{AS}$  gilt dann, dass

$$V_{it}^{AS} = \begin{cases} 1, & \text{wenn } (R_1 = 1) \vee (R_2 = 1) \vee (R_3 = 1) \vee (R_4 = 1) \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.3)$$

Die Einführung von Produktionsstrukturveränderungen  $V_{it}^{PS}$  wird entsprechend über die Bedingung, dass

$$V_{it}^{PS} = \begin{cases} 1, & \text{wenn } (R_5 = 1) \vee (R_7 = 1) \vee (R_8 = 1) \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.4)$$

abgebildet. Damit lassen sich die Schätzungen auf der ersten Stufe darstellen als

$$P(V_{it}^{AS} = 1) = \Phi(\gamma_1 Y_{it} + \delta_1 m_{1it}) \quad (2.5)$$

und

$$P(V_{it}^{PS} = 1) = \Phi(\gamma_2 Y_{it} + \delta_2 m_{2it}) \quad (2.6)$$

wobei  $Y_{it}$  die verwendeten Kontrollvariablen und  $m_{1it}$  bzw.  $m_{2it}$  das jeweilige Identifikationsmerkmal beschreiben. Die so bestimmbaren Wahrscheinlichkeiten  $\hat{r}_{kit}$  der Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme der Gruppe  $k$  mit  $k = 1, 2$  können dann auf der zweiten Stufe in die Nachfragefunktion (Gleichung (2.1)) eingesetzt werden, so dass

$$n_{it} = \alpha_1 n_{it-1} + \alpha_2 X_{it} + \beta_1 \hat{r}_{1it} + \beta_2 \hat{r}_{2it} + \varrho_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (2.7)$$

Bei der Auswahl der Identifikationsmerkmale für die beiden Probit-Schätzungen ist zu beachten, dass diese über den Zeitraum von 1996 bis 2004 vollständig im IAB-Betriebspanel zur Verfügung stehen müssen. Es bietet sich deshalb also an, die Arbeitsstrukturveränderungen im Zusammenhang mit der Einführung von Informations- und Kommunikationstechnologien heranzuziehen. Dabei ist von Investitionen in (neue) Produktionsanlagen und/oder der Betriebs- und Geschäftsausstattung zu unterscheiden.<sup>27</sup> Diese können nicht nur bei einer Erhöhung der Eigenfertigung/Eigenleistung erfolgen, sondern auch im Zuge sich verändernder Kundenbeziehung oder Qualitätsverbesserungen getätigt werden. Folglich kann in dieser Investitionsvariablen ein sinnvolles Identifikationsmerkmal bei der Bestim-

<sup>27</sup>Im IAB-Betriebspanel wird in derselben Frage sowohl nach Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien als auch in Produktionsanlagen bzw. der Betriebs- und Geschäftsausstattung gefragt, so dass beide Vorgänge gut voneinander unterschieden werden können.

mung der Einführungswahrscheinlichkeit von Produktionsstrukturveränderungen gesehen werden. Der Korrelationskoeffizient der Arbeitsstrukturveränderungen und Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien beträgt 0,29. Die Korrelation von Produktionsstrukturveränderungen und Investitionen in Produktionsanlagen beläuft sich dabei auf 0,25. Beide Korrelationskoeffizienten sind hier auf dem 1%-Niveau signifikant.

Allerdings sind diese Investitionsvariablen, wenn auch schwächer, nicht nur mit der Betriebsgröße, sondern auch der jeweiligen anderen Gruppe von Reorganisationsmaßnahmen korreliert, so dass es sich eher um "schwache" Instrumente handelt. Hingegen erscheint es bei der Verwendung von Betriebsdaten kaum möglich, Variablen zu verwenden, die nicht mit der Betriebsgröße korrelieren.<sup>28</sup> Als Alternative zu den Investitionen in Produktionsanlagen ist noch der Anteil der betrieblichen Vorleistungen am Umsatz denkbar. Doch hier zeigt sich bei den Korrelationen das gleiche Problem. Zudem sind hier viele fehlende Werte zu finden. Angaben zu Ertragslage des Betriebes sind nicht in jeder Welle verfügbar und auch eher für einen organisatorischen Wandel im Allgemeinen relevant. Da keine alternativen Identifikationsmerkmale zur Verfügung stehen, soll ein Durbin-Wu-Hausman Test klären, ob die Reorganisationsmaßnahmen überhaupt endogen sind. Die Nullhypothese ( $H_0$ ) unterstellt hierbei, dass zwischen der exogenen Variablen und der Störgröße keine Abhängigkeit besteht. Dementsprechend zielt die Alternativhypothese ( $H_1$ ) auf Endogenität. Falls dann der sich aus der Teststatistik ergebende empirische Wert den theoretischen Wert der  $\chi^2$ -Verteilung übersteigt, muss  $H_0$  abgelehnt werden (Hübler, 1989). Dieser Test gibt gleichzeitig Aufschluss über die Qualität der verwendeten Instrumente, so dass bei Annahme von  $H_0$  die Ergebnisse durch die Instrumentierung der Reorganisationsmaßnahmen verzerrt werden.

Da die in Frage kommenden Instrumente zwar signifikant, aber nicht besonders stark mit den entsprechenden Reorganisationsvariablen korreliert sind, ist es zur weiteren Kontrolle geboten, die Zahl der identifizierenden Merkmale zu erhöhen. Auf Grund der hierfür im Zeitraum von 1996 bis 2004 durchgängig verfügbaren Variablen ist dies allerdings nur durch eine Zusammenfassung der beiden Gruppen der Reorganisationsmaßnahmen möglich, was ebenfalls mit einem Informationsverlust verbunden ist. In einer weiteren Spezifikation der Nachfragegleichung, die auch einem Exogenitätstest zu unterziehen ist, wird dann so auf der ersten Stufe der Schätzungen die Wahrscheinlichkeit bestimmt, dass der Betrieb mindestens eine Reorganisationsmaßnahme ergriffen hat. Somit wird in den Nachfragefunktionen zudem ein Gesamteffekt organisatorischer Veränderungen auf die betriebliche Arbeitsnachfrage abgebildet, der hier ebenfalls von Interesse ist. Mit dieser Zusammenfassung stehen auf der ersten Stufe nicht nur die beiden Investitionsvariablen als Instrumente zur Verfügung, sondern auch die Variablen, die zur Erklärung organisatorischen Wandels, aber nicht der Arbeitsnachfrage herangezogen werden. Hierzu

---

<sup>28</sup>Eine Ausnahme mögen hier Arbeitszeitangaben darstellen.

zählen einmal Informationen darüber, ob es sich bei dem Betrieb um eine Kapitalgesellschaft handelt. Des Weiteren sind der Exportanteil am Umsatz und das Betriebsalter von Bedeutung. Über das Betriebsalter kann für mögliche Widerstände bei der Reorganisation in der Belegschaft kontrolliert werden. Außerdem ist es wahrscheinlich, dass ältere Betriebe bereits hier betrachtete Reorganisationsmaßnahmen vollzogen haben, so dass die Wahrscheinlichkeit, organisatorische Änderungen vorzunehmen, in diesen Betrieben geringer ausfallen kann. Weitere Variablen in den Probit-Schätzungen sind das Geschäftsvolumen, die Umsatzerwartungen, die Investitionssumme, die Betriebsgröße sowie die Anteile der qualifizierten Arbeitnehmer, der Frauen und der Teilzeitbeschäftigten an der Gesamtbelegschaft. Ergänzend zu diesen beiden Spezifikationen wird die betriebliche Arbeitsnachfrage in einer dritten Variante ohne eine Kontrolle für die Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage bestimmt.

Auch wenn mit der dargestellten Instrumentierung der Reorganisationsvariablen durch Probit-Schätzungen einerseits dem Problem des unbekanntem Einführungszeitpunktes der organisatorischen Änderungen begegnet werden kann und andererseits der diesen zu Grunde liegende betriebliche Entscheidungsprozess berücksichtigt wird, ist es auf Grund der verfügbaren Variablen so nicht möglich, die Auswirkungen der Einzelmaßnahmen auf die betriebliche Arbeitsnachfrage genauer abzubilden. Eine einfache Verwendung der verfügbaren dichotomen Reorganisationsvariablen bei der über die verallgemeinerte Methode der Momente erfolgende Schätzung der dynamischen Arbeitsnachfragefunktionen ist dabei wenig zweckdienlich, da diese für den jeweiligen zeitlichen Bezugsrahmen der Frage nach organisatorischen Veränderungen im IAB-Betriebspanel konstant sind.

Nickell/Wadhvani/Wall (1992) zeigen allerdings ein Verfahren auf, mit dem es möglich ist, die über die Teilperiode  $\bar{T}$  des Beobachtungszeitraums  $T$  invariante Variable  $z_i$  in GMM-Schätzungen einzubeziehen. In einem ersten Schritt wird dabei eine Dummy-Variablen  $d_{\bar{T}}$  definiert, die genau dann den Wert eins annimmt, wenn die Periode  $t$  in  $\bar{T}$  fällt, so dass

$$d_{\bar{T}} = \begin{cases} 1, & \text{wenn } t \in \bar{T} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.8)$$

Für zwei Zeitpunkte  $t$  und  $t - 1$  in der Teilperiode  $\bar{T}$  gilt zudem, dass

$$z_{it} - z_{it-1} = 0 \Leftrightarrow z_{it-1} = z_{it} = z_i \quad (2.9)$$

Damit führt eine einfache Multiplikation der Variable  $z_i$  mit  $d_{\bar{T}}$  und den sich mit jeder Periode jeweils um eine Einheit erhöhenden Zeitindex  $t$  bei der Berechnung der ersten Differenzen dann zu

$$td_{\bar{T}}z_{it} - (t-1)d_{\bar{T}}z_{it-1} = d_{\bar{T}}(tz_{it} - tz_{it-1} + z_{it}) = d_{\bar{T}}z_{it} = z_i \quad (2.10)$$

Daher folgt für die erweiterte Arbeitsnachfragefunktion

$$n_{it} = \alpha_1 n_{it-1} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 t d_{\bar{T}} z_{it} + \varrho_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (2.11)$$

nach Bildung der ersten Differenzen, dass

$$\Delta n_{it} = \alpha_1 \Delta n_{it-1} + \alpha_2 \Delta X_{it} + \alpha_3 z_i + \Delta \nu_t + \Delta \epsilon_{it} \quad (2.12)$$

Mit dieser von Nickell/Wadhvani/Wall (1992) eingeführten Transformation der Reorganisationsvariablen ist es dann möglich, auch die Auswirkungen einzelner organisatorischer Veränderungen auf das Beschäftigteniveau zu analysieren. Hier muss aber berücksichtigt werden, dass der Zeitpunkt der Reorganisation nicht weiter approximiert werden kann und die Angaben für den jeweiligen Befragungszeitraum nicht weiter variieren. Aus diesem Grund erscheint es angebracht, die beiden hier dargestellten und sich gegenseitig ergänzenden Ansätze zur Untersuchung der Auswirkungen organisatorischen Wandels gemeinsam heranzuziehen. Im Folgenden soll daher die Schätzungen der Arbeitsnachfragefunktionen, bei denen Probit-Schätzungen vorgelagert sind, als *zweistufiger Ansatz* bezeichnet werden. Entsprechend wird mit dem *einstufigen Ansatz* die Bestimmung der betrieblichen Arbeitsnachfrage unter Verwendung der nach Nickell/Wadhvani/Wall (1992) “transformierten” Reorganisations-Variablen bezeichnet.

## 2.4 Ergebnisse

Tabelle 2.1 enthält die Ergebnisse der geschätzten Arbeitsnachfragefunktion auf Basis von Linked-Employer-Employee-Daten des IAB für den Zeitraum 1996 bis 2004 für Ost- und Westdeutschland. Für Betriebe in den beiden Regionen werden dabei auf Grund der unterschiedlich aufbereiteten Angaben zur betrieblichen Reorganisation jeweils drei Spezifikationen geschätzt. In der ersten sind keine Variablen zur betrieblichen Reorganisation enthalten, während dies bei den beiden anderen der Fall ist. Hier wird dann zwischen der Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme (Spezifikation II) und Arbeits- bzw. Produktionsstrukturveränderungen (Spezifikation III) unterschieden.

Zunächst sind die Ergebnisse für die westdeutschen Betriebe in allen drei Spezifikationen hinsichtlich ihres Vorzeichens, dem Signifikanzniveau und auch in ihrer Höhe sehr ähnlich. Hinsichtlich der im Zentrum der Untersuchung stehenden Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage zeigt sich bei der Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme der theoretisch erwartete positive Effekt auf dem 1%-Niveau. Gleiches gilt für die Durchführung von Arbeitsstrukturveränderungen in der dritten Spezifikation. Veränderungen in der Produktionsstruktur sind ebenfalls positiv aber auf dem 5%-Niveau signifikant. Bei der Interpretation der für die Reorganisationsvariablen geschätzten Parameter

**Tabelle 2.1**  
Arbeitsnachfrage west- und ostdeutscher Betriebe  
(zweistufiger Ansatz)

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	I	II	III	I	II	III
log. Anzahl Beschäftigter (Vorperiode)	0,616*** (0,124)	0,693*** (0,112)	0,704*** (0,112)	0,674*** (0,094)	0,596*** (0,112)	0,649*** (0,107)
log. Geschäftsvolumen	0,334*** (0,106)	0,217*** (0,081)	0,184** (0,073)	0,264*** (0,076)	0,266*** (0,076)	0,214*** (0,067)
Umsatzerwartungen	0,014* (0,009)	0,006 (0,01)	-0,003 (0,012)	0,044*** (0,01)	0,007 (0,015)	0,005 (0,016)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,005** (0,002)	-0,004 (0,003)	-0,006 (0,003)	0,001 (0,003)	-0,008 (0,004)	-0,006 (0,003)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,196*** (0,063)	-0,169*** (0,055)	-0,142*** (0,049)	-0,319*** (0,080)	-0,326*** (0,077)	-0,290*** (0,073)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,002* (0,002)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	0 (0,001)	0,001 (0,001)
Anteil Frauen	-0,003*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,004*** (0,001)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,002** (0,001)	0,001** (0,001)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	—	0,643*** (0,211)	—	—	0,815*** (0,224)	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	—	0,454*** (0,152)	—	—	0,591*** (0,198)
Produktionsstrukturveränderungen	—	—	0,420** (0,173)	—	—	0,386*** (0,128)
Konstante	-2,945*** (1,067)	-1,853** (0,827)	-1,461** (0,734)	-1,615** (0,632)	-1,870*** (0,689)	-1,360** (0,588)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,850	0,572	0,773	0,311	0,303	0,278
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,874	0,989	0,799	0,356	0,359	0,341
Durbin-Wu-Hausman-Test $\chi^2$ (df.)	—	7,075*** (1)	8,634** (2)	—	13,592*** (1)	26,950*** (2)
Anzahl Beobachtungen	2608	2608	2608	2116	2116	2116
Anzahl Betriebe	858	858	858	732	732	732

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Beschäftigten der Vorperiode werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\* 1%-Niveau. Ergebnisse der vorgelagerten Probit-Schätzungen und deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.



ist anzumerken, dass größere Betriebe auch eher eine höhere Neigung, ja sogar erst die Möglichkeiten zur Ergreifung dieser Maßnahmen besitzen können. Weiterhin gehen signifikant negative Effekte erstens von der logarithmierten durchschnittlichen Lohnsumme aus. Hohe Lohnkosten ziehen also, wie theoretisch erwartet wurde, eine geringere Nachfrage nach sich. Zweitens ist der geschätzte Parameter des Frauenanteils durchweg negativ auf dem 1%-Niveau signifikant, was darauf hindeutet, dass Frauen relativ stärker in "kleineren" Betrieben vertreten sind. Ein hohes Geschäftsvolumen ist beschäftigungsfördernd. Gleiches gilt in der ersten Spezifikation auf dem 10%-Niveau auch noch für die Umsatzerwartungen und die Investitionssumme. Ein möglicher Größeneffekt ist in den ebenfalls positiven und signifikanten Koeffizienten der Beschäftigtenanzahl der Vorperiode zu erkennen. Unter Berücksichtigung der sich etwas unterscheidenden Werte in den drei Spezifikationen lässt sich hieraus eine Mediananpassung<sup>29</sup> von 5,72, 7,56 bzw. 7,90 Quartalen ableiten.

Die zu den Nachfragefunktionen der alten Bundesländer durchgeführten Tests bestätigen, dass sowohl die gewählte Methode als auch die Modellspezifikation adäquat sind. Die Null-Hypothese des Durbin-Wu-Hausman-Tests kann abgelehnt werden. Der (Sargan-)Hansen-Test auf eine korrekte Spezifikation wird nicht abgelehnt. Ebenso besteht in allen drei Spezifikationen annahmegemäß Autokorrelation erster, aber nicht zweiter Ordnung. Gleiches gilt für die geschätzten Nachfragefunktionen der Betriebe in den ostdeutschen Ländern. Hier zeigt sich ein durchaus mit den Ergebnissen für Westdeutschland vergleichbares Bild. Eine Ausnahme bildet das vergleichsweise höhere Signifikanzniveau des für die Umsatzerwartungen geschätzten Parameters in der ersten Spezifikation. Insgesamt fallen die empirisch bestimmten  $z$ -Werte in den Schätzungen für Ostdeutschland relativ höher aus. So zeigen sich hier in den beiden entsprechenden Spezifikationen die auch für Westdeutschland gefundenen positiven Beschäftigungseffekte organisatorischen Wandels auf höchstem Signifikanzniveau. Die Mediananpassung liegt je nach geschätzter Variante bei 7,03, 5,36 bzw. 6,41 Quartalen und im Durchschnitt (Ost: 6,26 Quartale; West: 7,06 Quartale) somit etwas unterhalb der Werte für Westdeutschland. Es lassen sich also für beide Regionen kaum Unterschiede in der betrieblichen Arbeitsnachfrage feststellen. Koeffizienten wichtiger Kontrollgrößen ändern sich bei Erweiterung des Modells um Variablen, die die betriebliche Neigung zum Reorganisieren

<sup>29</sup>Die Mediananpassung beschreibt die Zeit, die benötigt wird, bis die Hälfte der Anpassung an ein neues Beschäftigungsoptimum erreicht ist (Kölling, 1998). Es soll also gelten, dass  $\alpha_1^t = 0,5 \Leftrightarrow \ln(0,5)(\ln(\alpha_1))^{-1}$  (Hamermesh, 1993). Da die verwendeten Daten jahresweise vorliegen, folgt für die Mediananpassung in Quartalen  $t^m$  schließlich, dass  $t^m = 4\ln(0,5)(\ln(\alpha_1))^{-1}$ . Eine Diskussion zur Messung und Interpretation der Anpassungsgeschwindigkeiten der Beschäftigung findet sich beispielsweise bei Kölling (1998). Funke et. al. (1997) interpretieren den Wert  $(1-\alpha_1)$  als den prozentualen Anteil der Anpassung, der im Zeitraum zwischen zwei Beobachtungen, hier also innerhalb eines Jahres erfolgt. Anderson (1993) sieht in diesem Wert die Wahrscheinlichkeit, dass das Betriebsoptimum erreicht wird.

abbilden und in den bisherigen Ergebnissen durchweg auf positive Beschäftigungseffekte hinweisen, kaum.

Tabelle 2.2 enthält die Ergebnisse der getrennten Schätzungen zur betrieblichen Arbeitsnachfrage nach un- und angelernten Arbeitskräften. Da die abhängige Variable in den Schätzungen nun die logarithmierte Anzahl der Un- und Angelernten in einem Betrieb ist, wird die logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten, also die Betriebsgröße, mit in die Schätzungen aufgenommen. Diese hat für Westdeutschland einen signifikant positiven Effekt auf die Nachfrage nach Un- und Angelernten, was auch für deren Anzahl in der Vorperiode gilt. Im Gegensatz zur Gesamtnachfrage (siehe Tabelle 2.1) geht vom Geschäftsvolumen und Frauenanteil kein signifikanter Effekt mehr aus. Die Lohnsumme ist wie auch der Anteil qualifizierter Beschäftigter mit einem negativen Vorzeichen signifikant auf dem 1%-Niveau. Bei den verwendeten Reorganisationsvariablen ist weder ein negativer noch signifikanter Einfluss auf die betriebliche Arbeitsnachfrage festzustellen. Im Gegensatz hierzu wird für die Nachfragefunktionen der Betriebe in den neuen Bundesländern für alle Reorganisationsvariablen ein negatives Vorzeichen geschätzt. Hier finden sich auch schwach signifikante Effekte der Einführung mindestens einer Maßnahme auf die Arbeitsnachfrage. Der Durbin-Wu-Hausman-Test lässt erkennen, dass insgesamt in zwei Spezifikationen (Spezifikation II für West- und Spezifikation III für Ostdeutschland) die Endogenität der Reorganisationsvariablen bzw. deren Instrumentierung in Frage gestellt werden kann. Die Werte des (Sargan-)Hansen-Tests und des Tests auf Autokorrelation zweiter Ordnung entsprechen gerade noch auf dem 10%-Niveau den Anforderungen. Eine mögliche Ursache hierfür ist darin zu sehen, dass hier im Vergleich zu den in Tabelle 2.1 dargestellten Schätzungen der betrieblichen Gesamtnachfrage für Ostdeutschland nur 38% der Betriebe eingehen, während es noch 59% der Betriebe aus den alten Bundesländern sind. Diese Unterschiede in den Fallzahlen sind auf die verwendete Lohnvariable, also der durchschnittlichen Lohnsumme pro Un- und Angelernten eines Betriebes zu sehen. Dieser Wert kann also genau dann nicht berechnet werden, wenn der Betriebe keine Un- und Angelernten beschäftigt. Zu beachten ist dabei, dass die Beschäftigtenangaben aus denen der Bundesagentur für Arbeit zur Verfügung stehenden Sozialversicherungsdaten stammen. Ein nicht meldepflichtiges Beschäftigungsverhältnis kann damit also auch nicht beobachtet werden. Zudem sind geringfügig Beschäftigte nicht im Datensatz enthalten. Ein Blick auf die in Tabelle 2.3 enthaltenen Ergebnisse zu den Schätzungen der betrieblichen Arbeitsnachfrage nach qualifizierten Beschäftigten zeigt, dass die Verwendung der auf die Qualifikationsgruppe bezogenen Durchschnittslöhne zu keiner nennenswerten Veränderung in der Anzahl der Beschäftigten führen. Größtenteils zeigen sich nur wenige Unterschiede zu den in Tabelle 2.1 dargestellten Schätzungen der Gesamtnachfrage. Für Westdeutschland ist der geschätzte Koeffizient der Lohnvariablen in allen Spezifikationen zwar negativ, aber nicht mehr signifikant. Unabhängig vom Standort der Betriebe ist die Anzahl der qualifizierten Beschäftigten in der Vorperiode, das Geschäftsvolumen und die

**Tabelle 2.2**  
Arbeitsnachfrage west- und ostdeutscher Betriebe nach Un- und Angelernten  
(zweistufiger Ansatz)

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	I	II	III	I	II	III
log. Anzahl Un- und Angelernter (Vorperiode)	0,607*** (0,154)	0,599*** (0,150)	0,576*** (0,149)	0,338** (0,137)	0,344** (0,135)	0,336** (0,131)
log. Geschäftsvolumen	0,012 (0,011)	0,012 (0,011)	0,011 (0,012)	-0,003 (0,028)	0,004 (0,028)	0,003 (0,029)
Umsatzerwartungen	0,003 (0,007)	0,002 (0,007)	-0,002 (0,007)	-0,007 (0,021)	0,001 (0,019)	-0,000 (0,020)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	0,008 (0,006)	0,010* (0,006)	0,010 (0,006)
log. Lohnsumme pro Un- und Angelernten	-0,086*** (0,033)	-0,087*** (0,033)	-0,090*** (0,033)	-0,239*** (0,062)	-0,243*** (0,064)	-0,241*** (0,063)
log. Anz. aller Beschäftigten	0,339** (0,139)	0,342** (0,137)	0,353*** (0,134)	0,324*** (0,075)	0,338*** (0,077)	0,340*** (0,075)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,014*** (0,005)	-0,014*** (0,005)	-0,015*** (0,005)	-0,022*** (0,005)	-0,022*** (0,005)	-0,022*** (0,004)
Anteil Frauen	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	-0,000 (0,005)	-0,001 (0,005)	0,000 (0,005)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	—	0,044 (0,055)	—	—	-0,268* (0,137)	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	—	0,061 (0,074)	—	—	-0,130 (0,129)
Produktionsstrukturveränderungen	—	—	0,099 (0,083)	—	—	-0,071 (0,127)
Konstante	0,351** (0,166)	0,355** (0,163)	0,414*** (0,154)	1,786*** (0,421)	1,804*** (0,419)	1,754*** (0,426)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,269	0,279	0,282	0,071	0,091	0,067
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,002	0,003	0,002
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,470	0,480	0,453	0,062	0,089	0,079
Durbin-Wu-Hausman-Test $\chi^2$ (df.)	—	1,112 (1)	11,082*** (2)	—	15,289*** (1)	0,778 (2)
Anzahl Beobachtungen	1570	1570	1570	761	761	761
Anzahl Betriebe	503	503	503	276	276	276

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Un- und Angelernten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragesfunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Beschäftigten der Vorperiode werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\* 1%-Niveau. Ergebnisse der vorgelagerten Probit-Schätzungen und deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

**Tabelle 2.3**  
Arbeitsnachfrage west- und ostdeutscher Betriebe nach qualifizierten Beschäftigten  
(zweistufiger Ansatz)

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	I	II	III	I	II	III
log. Anzahl qualifizierter Beschäftigter (Vorperiode)	0,475*** (0,156)	0,459*** (0,156)	0,429*** (0,15)	0,546*** (0,111)	0,531*** (0,113)	0,540*** (0,115)
log. Geschäftsvolumen	0,045*** (0,017)	0,045** (0,017)	0,045*** (0,016)	0,035*** (0,012)	0,035*** (0,012)	0,038*** (0,012)
Umsatzerwartungen	0,004 (0,006)	0,002 (0,006)	-0,002 (0,006)	0,018*** (0,007)	0,014** (0,007)	0,015** (0,007)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,002 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)
log. Lohnsumme pro qualifizierten Beschäftigten	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,010** (0,005)	-0,009** (0,004)	-0,009** (0,005)
log. Anz. aller Beschäftigten	0,478*** (0,139)	0,484*** (0,138)	0,499*** (0,130)	0,400*** (0,100)	0,405*** (0,102)	0,399*** (0,102)
Anteil Un- und Angelernter	-0,008*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,009*** (0,002)	-0,009*** (0,002)	-0,009*** (0,002)
Anteil Frauen	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,001)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,000 (0,000)	0,000 (0,002)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	—	0,081** (0,037)	—	—	0,094** (0,040)	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	—	0,135*** (0,047)	—	—	0,054 (0,040)
Produktionsstrukturveränderungen	—	—	0,097** (0,046)	—	—	0,037 (0,033)
Konstante	-0,669*** (0,220)	-0,676*** (0,221)	-0,657*** (0,204)	-0,356*** (0,134)	-0,376*** (0,138)	-0,352*** (0,134)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,140	0,153	0,112	0,241	0,232	0,252
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,937	0,914	0,919	0,086	0,076	0,078
Durbin-Wu-Hausman-Test $\chi^2$ (df.)	—	137,343*** (1)	30,242*** (2)	—	10,153*** (1)	14,442*** (2)
Anzahl Beobachtungen	2567	2567	2567	2099	2099	2099
Anzahl Betriebe	841	841	841	726	726	726

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der qualifizierten Beschäftigten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl xtabond2 in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Beschäftigten der Vorperiode werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%, \*\* 5% und \*\*\* 1%-Niveau. Ergebnisse der vorgelagerten Probit-Schätzungen und deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

über die Anzahl aller Beschäftigten erfasste Betriebsgröße positiv signifikant. Vom Frauenanteil geht ein insgesamt signifikant negativer Effekt auf die Beschäftigung von qualifizierten Arbeitnehmern aus. Wie auch schon in den Schätzungen zur Gesamtnachfrage erkennbar, haben die Umsatzerwartungen der ostdeutschen Betriebe einen wichtigen Einfluss auf die Arbeitsnachfrage. Hinsichtlich der Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage nach qualifizierten Beschäftigten ist für die neuen Bundesländer ein positiver, aber nur für die Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme signifikanter Effekt zu erkennen. Die für Westdeutschland bestimmten Koeffizienten sind positiv und auf dem 1%- bzw. 5%-Niveau signifikant. Damit zeigen sich also für beide Regionen positive Effekte organisatorischen Wandels auf das Beschäftigungsniveau qualifizierter Arbeitnehmer. Besonders interessant sind diese Ergebnisse auch deshalb, weil in den Schätzungen für die Betriebsgröße kontrolliert wird. Ein reiner Größeneffekt ist damit also auszuschließen. Die Tests auf Autokorrelation zweiter Ordnung in den Schätzungen für ostdeutsche Betriebe lassen eine solche auf dem noch vertretbaren 10%-Niveau vermuten, während alle weiteren Prüfgrößen die Ergebnisse deutlicher stützen.

In den Tabellen 2.4 bis 2.9 sind die Ergebnisse der Nachfrageschätzungen auf Basis des einstufigen Ansatzes zu finden. Da dieses Vorgehen eine differenzierte Betrachtung organisatorischer Veränderungen ermöglicht, finden sich in jeder der folgenden Tabellen fünf Spezifikationen, die unterschiedliche Aggregationsstufen der Reorganisationsmaßnahmen wiedergeben.

**Tabelle 2.4**  
Arbeitsnachfrage westdeutscher Betriebe  
(einstufiger Ansatz)

	I	II	III	IV	V
log. Anzahl Beschäftigter (Vorperiode)	0,672*** (0,106)	0,833*** (0,061)	0,849*** (0,029)	0,886*** (0,035)	0,879*** (0,027)
log. Geschäftsvolumen	0,283*** (0,092)	0,143*** (0,052)	0,126*** (0,006)	0,100*** (0,030)	0,102*** (0,024)
Umsatzerwartungen	0,013* (0,008)	0,018*** (0,006)	0,020*** (0,006)	0,015*** (0,005)	0,020*** (0,006)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,002 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)	0,002 (0,002)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,144*** (0,053)	-0,127*** (0,034)	-0,117*** (0,029)	-0,107*** (0,026)	-0,102*** (0,026)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001** (0,000)
Anteil Frauen	-0,003***	-0,002***	-0,002***	-0,001***	-0,002***

*Fortsetzung auf der nächsten Seite!*

Tabelle 2.4: Fortsetzung

	I	II	III	IV	V
	(0,001)	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
	(0,001)	(0,003)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	0,022**	—	—	—	—
	(0,009)				
Arbeitsstrukturveränderungen	—	0,015**	—	—	—
		(0,008)			
Reorganisation von Abteilungen	—	—	0,017***	—	0,011**
			(0,007)		(0,005)
Verlagerung von Verantwortung	—	—	0,006	—	0,002
			(0,005)		(-0,005)
Gruppenarbeit	—	—	0,012**	—	0,011**
			(0,006)		(0,005)
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung	—	—	-0,000	—	-0,003
			(0,006)		(0,005)
Produktionsstrukturveränderungen	—	0,011*	—	—	—
		(0,006)			
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen	—	—	—	0,009*	0,010**
				(0,005)	(-0,005)
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	—	—	—	0,007	0,010*
				(0,006)	(0,006)
Neugestaltung der Beschaffungs-/Vertriebswege	—	—	—	0,003	-0,001
				(0,004)	(0,004)
Verbesserungen der Qualitätssicherung	—	—	—	0,011**	0,005
				(0,005)	(0,005)
Konstante	-2,591***	-1,083**	-0,903***	-0,703**	-0,720***
	(0,919)	(0,506)	(0,253)	(0,297)	(0,240)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,444	0,300	0,886	0,354	0,904
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,905	0,903	0,871	0,796	0,821
Anzahl Beobachtungen	2608	2608	2608	2608	2608
Anzahl Betriebe	858	858	858	858	858

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Beschäftigten der Vorperiode und der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\* 1%-Niveau. Deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

Die Ergebnisse zur Gesamtnachfrage westdeutscher Betriebe sind in Tabelle 2.4 zu finden. Hier zeigt sich ein durchaus mit den Ergebnissen des zweistufigen Ansatz-

zes vergleichbares Bild, so dass diese bestätigt werden können. Ausnahme bildet lediglich der sich nun deutlich zeigende positive Effekt des erwarteten Umsatzes. Bei den hier ebenfalls zusammengefassten Maßnahmen in den Spezifikationen I und II sind wie auch in Tabelle 2.1 signifikante Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage zu erkennen. Eine genauere Betrachtung der Einzelmaßnahmen zeigt gleichgerichtete Effekte, die mindestens auf dem 5%-Niveau signifikant sind, bei der Reorganisation von Abteilungen, der Einführung von Gruppenarbeit, einem erhöhten Zukauf von Produkten und Leistungen und letztlich bei Verbesserungen der Qualitätssicherung. Der geschätzte Koeffizient einer vermehrten Eigenfertigung/Eigenleistung ist bei der simultanen Betrachtung aller Einzelmaßnahmen (Spezifikation V) noch schwach positiv signifikant

Die in Tabelle 2.5 dargestellten Ergebnisse der einstufigen Schätzungen der Arbeitsnachfrage westdeutscher Betriebe nach Un- und Angelernten lassen im Vergleich zu den korrespondierenden Resultaten des zweistufigen Ansatzes (Tabelle 2.2) keine Unterschiede bei den signifikanten Variablen, die sich nicht auf organisatorische Veränderungen beziehen, erkennen. Bei den betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen zeigt sich hier jedoch ein auf dem 5%-Niveau negativ signifikanter Beschäftigungseffekt bei den zusammengefassten Arbeitsstrukturveränderungen in der zweiten Spezifikation.

**Tabelle 2.5**  
Arbeitsnachfrage westdeutscher Betriebe nach Un- und Angelernten  
(einstufiger Ansatz)

	I	II	III	IV	V
log. Anzahl Beschäftigter (Vorperiode)	0,658*** (0,140)	0,587*** (0,110)	0,756*** (0,074)	0,540*** (0,080)	0,717*** (0,062)
log. Geschäftsvolumen	0,013 (0,012)	0,017 (0,012)	0,01 (0,011)	0,014 (0,015)	0,013 (0,012)
Umsatzerwartungen	0,007 (0,007)	0,007 (0,007)	0,015** (0,007)	0,007 (0,008)	0,015** (0,007)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,004* (0,002)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)	0,004* (0,003)	0,004* (0,002)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,076** (0,034)	-0,079** (0,032)	-0,056** (0,021)	-0,114*** (0,030)	-0,090*** (0,022)
log. Anzahl aller Beschäftigten	0,292** (0,127)	0,355*** (0,101)	0,199*** (0,067)	0,386*** (0,077)	0,225*** (0,058)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,012** (0,005)	-0,014*** (0,004)	-0,009*** (0,003)	-0,015*** (0,003)	-0,010*** (0,002)
Anteil Frauen	0,002 (0,002)	0,003** (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,001	-0,001	0,000	-0,001	0

*Fortsetzung auf der nächsten Seite!*

Tabelle 2.5: Fortsetzung

	I	II	III	IV	V
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,000)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	-0,007 (0,009)	—	—	—	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	-0,020** 0,009	—	—	—
Reorganisation von Abteilungen	—	—	-0,011* (0,007)	—	-0,012 (0,009)
Verlagerung von Verantwortung	—	—	0,002 (0,006)	—	0 (0,0089)
Gruppenarbeit	—	—	0,016** (0,007)	—	0,012 (0,008)
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung	—	—	-0,007 (0,007)	—	-0,009 (0,010)
Produktionsstrukturveränderungen	—	0,014 (0,100)	—	—	—
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen	—	—	—	0,009 (0,008)	0,01 (0,008)
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	—	—	—	0,004 (0,010)	0,005 (0,008)
Neugestaltung der Beschaffungs-/Vertriebswege	—	—	—	0,009 (0,008)	0,009 (0,007)
Verbesserungen der Qualitätssicherung	—	—	—	-0,002 (0,009)	0,002 (0,008)
Konstante	0,287 (0,180)	0,298* (0,169)	0,225* (0,134)	0,447** (0,200)	0,240* (0,142)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,302	0,612	0,572	0,719	0,401
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,473	0,367	0,496	0,406	0,461
Anzahl Beobachtungen	1570	1570	1570	1570	1570
Anzahl Betriebe	503	503	503	503	503

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Un- und Angelernten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Beschäftigten der Vorperiode und der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\* 1%-Niveau. Deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

Die isolierte Betrachtung dieser vier Maßnahmen offenbart, dass gleiches für die Reorganisation von Abteilungen gilt, während ein schwach signifikanter positiver Effekt auf dem 10%-Niveau von der Gruppenarbeit ausgeht. Im Modell mit allen Einzelmaßnahmen bleiben diese Signifikanzen allerdings nicht erhalten. Des Weiter-



ren kann an dieser Stelle nicht genau gesagt werden, ob die Beschäftigungseffekte der Reorganisation von Abteilungen die der Einführung von Gruppenarbeit derart überlagern, dass die insgesamt aufgezeigten negativen Effekte der Arbeitsstrukturveränderungen (Spezifikation II) auf diese Weise erklärt werden können. Der positive Nachfrageeffekt bei der Gruppenarbeit kann durch eine mögliche Übernahme einfacher Tätigkeiten durch Un- und Angelernte innerhalb der Gruppe erklärt werden, so dass komparative Vorteile besser qualifizierter Mitarbeiter stärker genutzt werden können.

Tabelle 2.6 enthält die Ergebnisse der einstufigen Schätzungen der Nachfragefunktionen westdeutscher Betriebe nach qualifizierten Beschäftigten. Auch hier finden sich in Bezug auf den zweistufigen Ansatz vergleichbare Resultate. Bei den Variablen, die sich nicht auf die betriebliche Reorganisation beziehen, sind keine Unterschiede festzustellen. Im Gegensatz zum zweistufigen Ansatz finden sich in den ersten beiden Spezifikationen zwar keine signifikanten Effekte organisatorischen Wandels, diese zeigen sich dabei aber auf hohen Signifikanzniveaus bei der Reorganisation von Abteilungen und dem erhöhten Zukauf von Produkten und Dienstleistungen.

**Tabelle 2.6**  
Arbeitsnachfrage westdeutscher Betriebe nach qualifizierten Beschäftigten  
(einstufiger Ansatz)

	I	II	III	IV	V
log. Anzahl Beschäftigter (Vorperiode)	0,462*** (0,125)	0,550*** (0,091)	0,546*** (0,070)	0,564*** (0,071)	0,615*** (0,055)
log. Geschäftsvolumen	0,046*** (0,014)	0,038*** (0,011)	0,040*** (0,009)	0,042*** (0,010)	0,029*** (0,009)
Umsatzerwartungen	0,003 (0,005)	0,007* (0,004)	0,008* (0,004)	0,006 (0,004)	0,008* (0,004)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,002 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,002 (0,002)
log. Anzahl aller Beschäftigten	-0,489*** (0,112)	0,409*** (0,082)	0,410*** (0,065)	0,390*** (0,065)	0,351*** (0,052)
Anteil Un- und Angelernter	-0,008*** (0,002)	-0,006*** (0,001)	-0,007*** (0,001)	-0,006*** (0,001)	-0,006*** (0,001)
Anteil Frauen	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001* (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	0,004	—	—	—	—

*Fortsetzung auf der nächsten Seite!*

Tabelle 2.6: Fortsetzung

	I	II	III	IV	V
	(0,005)				
Arbeitsstrukturveränderungen	—	0,008 (0,005)	—	—	—
Reorganisation von Abteilungen	—	—	0,012*** (0,004)	—	0,009** (0,004)
Verlagerung von Verantwortung	—	—	-0,001 (0,004)	—	-0,003 (0,004)
Gruppenarbeit	—	—	0,007 (0,004)	—	0,006 (0,004)
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung	—	—	-0,005 (0,005)	—	-0,006 (0,005)
Produktionsstrukturveränderungen	—	-0,001 (0,005)	—	—	—
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen	—	—	—	0,013*** (0,005)	0,009** (0,004)
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	—	—	—	-0,006 (0,007)	-0,004 (0,006)
Neugestaltung der Beschaffungs-/Vertriebswege	—	—	—	0,003 (0,004)	0,004 (0,004)
Verbesserungen der Qualitätssicherung	—	—	—	0,001 (0,004)	-0,002 (0,004)
Konstante	-0,688*** (0,180)	-0,540*** (0,142)	-0,598*** (0,111)	-0,600*** (0,122)	-0,447*** (0,106)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,263	0,273	0,538	0,379	0,469
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,906	0,999	0,986	0,979	0,907
Anzahl Beobachtungen	2567	2567	2567	2567	2567
Anzahl Betriebe	841	841	841	841	841

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der qualifizierten Beschäftigten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Beschäftigten der Vorperiode und der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\* 1%-Niveau. Deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

Im Vergleich mit den Ergebnissen aus Tabelle 2.5 kann so der Schluss gezogen werden, dass besonders die betriebliche Reorganisation von Abteilungen nicht qualifikationsneutral erfolgt. Auch wenn auf Grund der Datenlage keine genaueren Informationen darüber vorliegen, auf welchem Wege genau sich diese Reorganisation vollzieht, könnten hier Schließungen oder Zusammenlegungen von Abteilungen zur Erklärung herangezogen werden. Führen diese Maßnahmen so zu einer Erhöhung

des Aufgabenspektrums bzw. komplexeren, weniger arbeitsteiligen Tätigkeitsfeldern, kann der Bedarf der Betriebe an qualifizierten Beschäftigten zu Lasten Un- und Angelernter steigen.

Die Tabellen 2.7 bis 2.9 enthalten die Ergebnisse der einstufigen Schätzungen für die ostdeutschen Betriebe. Wie auch für Westdeutschland zeigen sich hier im Vergleich zum zweistufigen Verfahren insgesamt keine wesentlichen Unterschiede in Bezug auf die Variablen, die sich nicht auf die betriebliche Reorganisation beziehen. Die Schätzungen zur Gesamtnachfrage (Tabelle 2.7) zeigen bei den zusammengefassten Reorganisationsvariablen überwiegend auf dem 5%-Niveau signifikante, positive Beschäftigungseffekte. Die Betrachtung der Einzelmaßnahmen liefert hier aber nur signifikante Effekte für die Reorganisation von Abteilungen und Verbesserungen in der Qualitätssicherung (Spezifikationen III bis V). Im Gegensatz zu den Ergebnissen westdeutscher Betriebe ist hier also der geschätzte Koeffizient der Gruppenarbeit nicht signifikant.

**Tabelle 2.7**  
Arbeitsnachfrage ostdeutscher Betriebe  
(einstufiger Ansatz)

	I	II	III	IV	V
log. Anz. Beschäftigter (Vorperiode)	0,687*** (0,096)	0,670*** (0,098)	0,681*** (0,094)	0,692*** (0,097)	0,682*** (0,098)
log. Geschäftsvolumen	0,249*** (0,078)	0,261*** (0,080)	0,255*** (0,076)	0,245*** (0,079)	0,251*** (0,079)
Umsatzerwartungen	0,040*** (0,010)	0,039*** (0,010)	0,043*** (0,009)	0,041*** (0,010)	0,041*** (0,010)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,000 (0,002)	0,000 (0,003)	0,001 (0,002)	0,001 (0,003)	0,001 (0,003)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,311*** (0,082)	-0,318*** (0,082)	-0,320*** (0,081)	-0,308*** (0,082)	-0,321*** (0,084)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)
Anteil Frauen	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	0,030** (0,013)	—	—	—	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	0,026** (0,012)	—	—	—
Reorganisation von Abteilungen	—	—	0,035** (0,018)	—	0,033* (0,018)
Verlagerung von Verantwortung	—	—	0,003	—	0,002

*Fortsetzung auf der nächsten Seite!*

Tabelle 2.7: Fortsetzung

	I	II	III	IV	V
			(0,016)		(0,017)
Gruppenarbeit	—	—	0,027	—	0,026
			(0,020)		(0,020)
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung	—	—	0,003	—	0,002
			(0,022)		(0,023)
Produktionsstrukturveränderungen	—	0,020*	—	—	—
		(0,011)			
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen	—	—	—	0,000	-0,001
				(0,017)	(0,017)
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	—	—	—	-0,009	-0,013
				(0,015)	(0,015)
Neugestaltung der Beschaffungs-/Vertriebswege	—	—	—	-0,008	-0,016
				(0,013)	(0,013)
Verbesserungen der Qualitätssicherung	—	—	—	0,030**	0,028**
				(0,014)	(0,013)
Konstante	-1,486**	-1,589**	-1,532**	-1,432**	-1,460**
	(0,638)	(0,653)	(0,625)	(0,641)	(0,639)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,232	0,288	0,302	0,212	0,236
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,316	0,322	0,293	0,343	0,296
Anzahl Beobachtungen	2116	2116	2116	2116	2116
Anzahl Betriebe	732	732	732	732	732

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Beschäftigten der Vorperiode und der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\* 1%-Niveau. Deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

Bei der einstufig geschätzten Nachfrage ostdeutscher Betriebe nach Un- und Angelehrten zeigen sich in Tabelle 2.8 negative Auswirkungen auf deren Beschäftigungsniveau durch die Einführung mindestens einer Arbeitsstrukturveränderung auf dem 5%-Niveau (Spezifikation II). Bei Betrachtung aller Einzelmaßnahmen bleiben diese, wenn auch schwach signifikant, bei der Reorganisation von Abteilungen erhalten. Die geschätzten Koeffizienten der übrigen Reorganisationsvariablen sind nicht weiter signifikant. Im Vergleich mit den zweistufigen Schätzergebnissen in Tabelle 2.2 zeigt sich auch hier Autokorrelation zweiter Ordnung auf dem 10%-Niveau.

**Tabelle 2.8**  
Arbeitsnachfrage ostdeutscher Betriebe nach Un- und Angelernten  
(einstufiger Ansatz)

	I	II	III	IV	V
log. Anzahl Beschäftigter (Vorperiode)	0,306*** (0,094)	0,348*** (0,085)	0,558*** (0,079)	0,442*** (0,068)	0,517*** (0,058)
log. Geschäftsvolumen	-0,001 (0,028)	0,004 (0,025)	0,004 (0,020)	0,002 (0,024)	0,003 (0,020)
Umsatzerwartungen	-0,007 (0,019)	0,005 (0,017)	0,015 (0,014)	0,012 (0,016)	0,007 (0,015)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,011 (0,007)	0,006 (0,007)	0,006 (0,004)	0,004 (0,005)	0,006 (0,005)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,239*** (0,049)	-0,199*** (0,049)	-0,180*** (0,049)	-0,228*** (0,040)	-0,207*** (0,041)
log. Anz. aller Beschäftigten	0,344*** (0,062)	0,329*** (0,051)	0,203*** (0,055)	0,263*** (0,045)	0,227*** (0,035)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,025*** (0,004)	-0,024*** (0,004)	-0,015*** (0,003)	-0,019*** (0,003)	-0,017*** (0,003)
Anteil Frauen	-0,001 (0,004)	0,000 (0,003)	0,001 (0,005)	0,002 (0,003)	0,001 (0,003)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	-0,005 (0,016)	—	—	—	—
Arbeitsstrukturveränderungen	—	-0,035** (0,017)	—	—	—
Reorganisation von Abteilungen	—	—	-0,027 (0,020)	—	-0,033* (0,020)
Verlagerung von Verantwortung	—	—	-0,005 (0,017)	—	0,009 (0,020)
Gruppenarbeit	—	—	0,016 (0,042)	—	0,012 (0,041)
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnismittlung	—	—	0,028 (0,033)	—	0,035 (0,031)
Produktionsstrukturveränderungen	—	0,004 (0,017)	—	—	—
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen	—	—	—	-0,005 (0,020)	-0,003 (0,018)
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	—	—	—	0,000 (0,027)	0,014 (0,021)
Neugestaltung der Beschaffungs-/Vertriebswege	—	—	—	0,021 (0,020)	0,024 (0,020)
Verbesserungen der Qualitätssicherung	—	—	—	-0,013 (0,016)	-0,009 (0,016)
Konstante	2,049*** (0,422)	1,920*** (0,359)	1,157*** (0,316)	1,167*** (0,357)	1,362*** (0,314)

Fortsetzung auf der nächsten Seite!

**Tabelle 2.8:** Fortsetzung

	I	II	III	IV	V
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,403	0,492	0,562	0,374	1,000
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,002	0,003	0,004	0,002	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,060	0,054	0,080	0,053	0,076
Anzahl Beobachtungen	761	761	761	761	761
Anzahl Betriebe	276	276	276	276	276

*Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der Un- und Angelernten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl xtabond2 in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Beschäftigten der Vorperiode und der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\* 1%-Niveau. Deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.*

Tabelle 2.9 enthält schließlich die Ergebnisse der einstufigen Schätzungen der Nachfrage ostdeutscher Betriebe nach qualifizierten Beschäftigten. In Bezug auf die Beschäftigungswirkungen organisatorischer Änderungen finden sich hier nur bei der Reorganisation von Abteilungen positive, auf dem 5%- (Spezifikation V) bzw. 10%-Niveau (Spezifikation III) signifikante Koeffizienten. Alle weiteren Ergebnisse sind mit denen der zweistufigen Schätzung vergleichbar. Insgesamt zeigt sich ein mit den Ergebnissen für Westdeutschland vergleichbares Bild.

**Tabelle 2.9**  
Arbeitsnachfrage ostdeutscher Betriebe nach qualifizierten Beschäftigten  
(einstufiger Ansatz)

	I	II	III	IV	V
log. Anz. Beschäftigter (Vorperiode)	0,591*** (0,103)	0,535*** (0,093)	0,541*** (0,069)	0,422*** (0,083)	0,542*** (0,066)
log. Geschäftsvolumen	0,027** (0,011)	0,031*** (0,009)	0,034*** (0,009)	0,040*** (0,010)	0,035*** (0,008)
Umsatzerwartungen	0,017*** (0,007)	0,016*** (0,006)	0,015** (0,006)	0,017*** (0,006)	0,018*** (0,006)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,000)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	-0,010** (0,005)	-0,010** (0,005)	-0,008* (0,001)	-0,009* (0,006)	-0,009* (0,005)
log. Anz. aller Beschäftigten	0,366***	0,417***	0,406***	0,514***	0,400***

*Fortsetzung auf der nächsten Seite!*

Tabelle 2.9: Fortsetzung

	I	II	III	IV	V
	(0,094)	(0,087)	(0,063)	(0,075)	(0,061)
Anteil Un- und Angelernter	-0,007***	-0,007***	-0,008***	-0,010***	-0,008***
	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,002)
Anteil Frauen	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,000	0,000	1,69E-06	-3,57E-06	3,05E-06
	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme	0,000	—	—	—	—
	(0,005)				
Arbeitsstrukturveränderungen	—	0,000	—	—	—
		(0,005)			
Reorganisation von Abteilungen	—	—	0,010*	—	0,012**
			(0,006)		(0,006)
Verlagerung von Verantwortung	—	—	0,004	—	0,004
			(0,007)		(0,007)
Gruppenarbeit	—	—	-0,008	—	-0,014
			(0,009)		(0,009)
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung	—	—	-0,007	—	-0,015
			(0,014)		(0,016)
Produktionsstrukturveränderungen	—	-0,000	—	—	—
		(0,005)			
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen	—	—	—	0,002	0,002
				(0,008)	(0,008)
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	—	—	—	0,004	0,004
				(0,008)	(0,008)
Neugestaltung der Beschaffungs-/Vertriebswege	—	—	—	0,001	0,001
				(0,005)	(0,006)
Verbesserungen der Qualitätssicherung	—	—	—	0,001	0,005
				(0,006)	(0,006)
Konstante	-0,277**	-0,341***	-0,370***	-0,450***	-0,358***
	(0,118)	(0,093)	(0,096)	(0,105)	(0,091)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja
Hansen-Test	0,648	0,427	0,784	0,332	0,441
Autokorrelation 1. Ordnung (p-Wert)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Autokorrelation 2. Ordnung (p-Wert)	0,104	0,102	0,076	0,091	0,074
Anzahl Beobachtungen	2099	2099	2099	2099	2099
Anzahl Betriebe	726	726	726	726	726

Anmerkung: Abhängige Variable ist die logarithmierte Anzahl der qualifizierten Beschäftigten. Bei allen Variablen sind erste Differenzen gebildet worden. Die Bestimmung der Nachfragefunktionen erfolgt mit einem zweistufigen System-GMM-Schätzer unter Anwendung des Korrekturverfahrens von Windmeijer (2005) über den Befehl `xtabond2` in STATA 9.2. Die Angaben zur logarithmierten Anzahl der Beschäftigten der Vorperiode und der betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen werden in dem Gleichungssystem erster Differenzen durch die verfügbaren verzögerten Werte der Variablen instrumentiert. In den Niveau-Gleichungen erfolgt die Instrumentierung entsprechend durch erste Differenzen. Robuste Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\* 1%-Niveau. Deskriptive Statistiken sind im Anhang enthalten. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

## 2.5 Zusammenfassung und Ausblick

Der vorliegende Beitrag untersucht die Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage. Betriebliche Reorganisationsmaßnahmen können die Wettbewerbsfähigkeit eines Unternehmens verbessern. Bereits vorliegende Untersuchungen zu den Produktivitätswirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen belegen, dass deren Beschäftigungswirkungen im Falle einer nachhaltigen Verbesserung der betrieblichen Wettbewerbsfähigkeit insgesamt positiv sind. Allerdings sind die damit verbundenen Nachfrageeffekte in ihrer Wirkungsrichtung theoretisch nicht eindeutig bestimmbar. Verschiedene in den letzten Jahrzehnten durchgeführte Studien kommen zu dem Ergebnis, dass sich diese Veränderungen v. a. zu Lasten der Un- und Angelernten vollziehen.

Vor diesem Hintergrund werden dynamische Arbeitsnachfragefunktionen mit der verallgemeinerten Methode der Momente (GMM) auf Basis von Linked-Employer-Employee-Daten des IAB für den Zeitraum von 1996 bis einschließlich 2004 geschätzt. Die Informationen zu den von den Betrieben durchgeführten Reorganisationsmaßnahmen stammen aus den Wellen 1998, 2001 und 2004 des IAB-Betriebspanels und beziehen sich jeweils auf einen Zeitraum von zwei Jahren. Die einzelnen Maßnahmen werden zu Arbeits- und Produktionsstrukturveränderungen zusammengefasst. Ein weiterer Indikator gibt an, ob der Betrieb mindestens eine Reorganisationsmaßnahme eingeführt hat. Diese Angaben zur Einführung bestimmter Reorganisationsmaßnahmen werden anschließend durch Probit-Schätzungen instrumentiert, um einerseits dem hier zu Grunde liegenden betrieblichen Entscheidungsprozess in der multivariaten Analyse Rechnung zu tragen. Andererseits sollen so fehlende Informationen zum genauen Einführungszeitpunkt der organisatorischen Änderungen kompensiert werden. In einem weiteren, einstufigen Ansatz werden in Anlehnung an die Arbeit von Nickell/Wadhvani/Wall (1992) die im Datensatz verfügbaren Betriebsangaben zu den organisatorischen Änderungen so "aufbereitet", dass auch eine Betrachtung von einzelnen Reorganisationsmaßnahmen möglich wird.

Diese Analysen zeigen, dass sich betriebliche Reorganisationsmaßnahmen insgesamt positiv auf die Arbeitsnachfrage deutscher Betriebe im Zeitraum von 1996 bis 2004 ausgewirkt haben. Die empirische Evidenz stützt zudem die Hypothese des qualifikationsverzerrten organisatorischen Wandels (skill-bias). Im Vergleich verschiedener Einzelmaßnahmen wird für West- wie für Ostdeutschland deutlich, dass insbesondere die Reorganisation von Abteilungen adverse Beschäftigungseffekte zu Lasten Un- und Angelernter zeitigt. Allerdings scheinen sich nicht alle hier untersuchten Reorganisationsmaßnahmen gleichgerichtet auf die Beschäftigung einzelner Qualifikationsgruppen auszuwirken. So finden sich Hinweise darauf, dass die



Einführung von Gruppenarbeit sich durchaus positiv auf das Beschäftigungsniveau Un- und Angelernter auswirken kann.

Neben diesen Wechselwirkungen einzelner Maßnahmen sollte in der weiteren Forschung bei der Spezifikation des empirischen Modells der Nachfrage nach qualifizierten Arbeitskräften berücksichtigt werden, dass ein bestimmtes, im Umfeld betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen erforderlich werdendes Qualifikationsniveau der Belegschaft u. U. auch durch (inner-)betriebliche Weiterbildungsmaßnahmen erreicht werden kann (Gerlach/Hübler/Meyer, 2002). Auf diese Weise kann die Nachfrage nach qualifizierten Arbeitskräften, besonders dann, wenn diese an formalen Kriterien gemessen wird, gedämpft werden. Entsprechend sollten sich also auch keine bzw. schwächere negative Beschäftigungseffekte organisatorischen Wandels für Un- und Angelernte zeigen. Allerdings sind auch die Kosten der Weiterbildung eine wichtige Determinante im betrieblichen Entscheidungsprozess. Informationen zur betrieblichen Weiterbildung liegen jedoch nur in jeder zweiten Welle des IAB-Betriebspanels vor. Hinzu kommt, dass die Verdrängung Un- und Angelernter nicht allein durch Nachfrageveränderungen, sondern auch in Zusammenhang mit einer Angebotsverschiebung zu Gunsten qualifizierter Erwerbspersonen erklärt werden kann (Pierrard/Sneessens, 2003).

## 3 Betriebliche Reorganisation, Entlohnung und Beschäftigungstabilität\*

### 3.1 Einleitung

Bei der Suche nach den Ursachen der sich verschlechternden Arbeitsmarktslage un- und angelernter Arbeitskräfte ist neben einem sich intensivierenden internationalen Wettbewerb vornehmlich der nicht-qualifikationsneutrale technologische Wandel<sup>1</sup> in der Diskussion (Berman/Bound/Machin, 1998; Aghion/Howitt, 2002; Hujer/Caliendo/Radić, 2002).<sup>2</sup> Ein weiterer Faktor kann in der Neugestaltung betrieblicher Organisation gesehen werden, welche häufig in Verbindung mit der Einführung neuer Technologien steht (Lindbeck/Snowder, 1996, 2000; Thesmar/Thoenig, 2000). Auch wenn keine einheitliche begriffliche Abgrenzung zum organisatorischen Wandel existiert, wird hierunter im Allgemeinen die Einführung arbeitsorganisatorischer oder personalpolitischer Maßnahmen, wie Gruppenarbeit, Verlagerung von Entscheidungskompetenzen auf untere Hierarchieebenen oder Restrukturierung von Abteilungen, verstanden. Die Untersuchungen von Bauer/Bender (2002, 2004), Bellmann/Pahnke (2006), Bellmann/Schank (2000), Bellmann et. al. (2002), Breshnahan/Brynjolfsson/Hitt (2002), Caroli/van Reenen (2001), aber auch von Falk (2001), Hujer/Caliendo/Radić (2002), Osterman (2000) oder Piva/Santarelli/Vivarelli (2003, 2004) legen nahe, dass diese betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen offenbar genauso wie die Einführung neuer Technologien zu adversen Beschäftigungseffekten für Un- und Angelernte führen können. Das Beschäftigungsvolumen für diese Gruppen geht zurück.

Demgegenüber ist gegenwärtig noch nicht eindeutig geklärt, wie sich betriebliche Reorganisationsmaßnahmen genau auf die Entlohnung auswirken, obwohl die

---

\*Dieser Beitrag entstand in Koautorenschaft mit Lutz Bellmann, Thomas Cornelissen und Olaf Hübler und ist 2008 in der Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung, Bd. 41, Heft 2 und 3, S. 259-285, erschienen. Die Veröffentlichung erfolgt mit freundlicher Genehmigung des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.

<sup>1</sup>Einen Überblick empirischer Untersuchungen zu diesem Thema bieten Chennels/van Reenan (1999). Eine umfassende Darstellung der Diskussion um die Auswirkungen technologischen Wandels findet sich z.B. bei Acemoglu (2002) und Card/DiNardo (2002).

<sup>2</sup>Weitere, überwiegend auf die Entwicklungen in den USA bezogene Erklärungsansätze sind in einem sektoralen Beschäftigungswandel vor dem Hintergrund hoher Handelsbilanzdefizite und sinkender Beschäftigtenzahlen im produzierenden Gewerbe, in den rückläufigen Wachstumsraten des relativen Angebots an qualifizierten Arbeitskräften während der siebziger Jahre in den USA, in dem Machtverlust der Gewerkschaften (*deunionization*) im Lohnbildungsprozess sowie in real sinkenden Mindestlöhnen zu sehen (Katz/Murphy, 1992; Autor/Katz/Krueger, 1998).

Beantwortung dieser Fragestellung mit Blick auf die Beschäftigungssituation gering qualifizierter Erwerbspersonen nicht nur für Deutschland eine wichtige Rolle spielt (Handel/Gittleman, 2004; Osterman, 2006). Zu prüfen ist, ob sich betriebliche Reorganisationsmaßnahmen überhaupt auf das Lohnniveau auswirken, ob sich Unterschiede in der Entlohnung zwischen Qualifikationsgruppen zeigen und ob sich über die Entlohnung indirekte Effekte von Reorganisationsmaßnahmen auf die individuelle Mobilitätsentscheidung identifizieren lassen.

Vor diesem Hintergrund setzt sich diese Arbeit einerseits mit dem Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die individuelle Entlohnung auseinander. Andererseits werden auch die mit einem organisatorischen Wandel in Zusammenhang stehenden Effekte auf die Jobmobilität betrachtet. Dies bedeutet, es wird der Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf Betriebsaustritte, also auf die Stabilität von Beschäftigungsverhältnissen, betrachtet. Im folgenden Abschnitt wird zunächst kurz auf mögliche Wirkungszusammenhänge von organisatorischem Wandel und Entlohnung sowie Beschäftigungsstabilität eingegangen. Eine Beschreibung der verwendeten Daten, Variablen und Methoden findet sich im dritten Abschnitt. Die Ergebnisse werden im vierten Abschnitt dargestellt und interpretiert. Eine Zusammenfassung im fünften Abschnitt schließt den Beitrag ab.

## 3.2 Organisatorischer Wandel, Löhne und Beschäftigungsstabilität

Die bisher in der Literatur gewonnenen Erkenntnisse zu den Nachfragewirkungen organisatorischer Veränderungen legen den Schluss nahe, dass diese mit steigenden Anforderungen an die Qualifikation der Mitarbeiter einhergehen können. Auf betrieblicher Ebene ist dabei in der Verzahnung von technologischen und organisatorischen Änderungen ein wichtiger Faktor zur Erklärung der steigenden Qualifikationsanforderungen zu sehen (Osterman, 2006). Die Arbeiten von Bresnahan/Brynjolfsson/Hitt (2002) oder Autor/Levy/Murnane (2002) zeigen, dass betriebliche Reorganisationsmaßnahmen mit Investitionen in (neue) Technologien einhergehen. Daraus resultiert die Nachfrage nach einem höheren Bildungsniveau der Mitarbeiter. Beckmann (2004) kommt in seinen empirischen Analysen zu dem eindeutigen Ergebnis, dass die betriebliche Humankapitalintensität mit der Einführung organisatorischer Änderungen zunimmt. Ein Unternehmen, das sich organisatorischen Veränderungen unterzieht, ist bestrebt, ein entsprechend hohes Qualifikationsniveau zu etablieren.

Durch den verstärkten Einsatz von Informations- und Kommunikationstechnologien kann jedoch auch die Notwendigkeit mittlerer Hierarchieebenen in Frage gestellt werden, wenn die Aufgaben dieser Führungsebenen, also die Überwachung und Verteilung von Informationen, durch diese Technologien ersetzt werden können (Lindbeck/Snowder, 1996; Flecker/Kirschenhofer, 2003). Außerdem fördert die

Nutzung neuer IuK-Technologien auch eine Dezentralisierung von Entscheidungsbefugnissen auf untergeordnete Einheiten. Manager auf mittlerer Führungsebene werden auch aufgrund solcher Dezentralisierungstendenzen entbehrlich, wenn ihre Aufgaben von bisher rein ausführend tätigen Arbeitnehmern wahrgenommen werden können (z.B. gegenseitige Überwachung im Rahmen teilautonomer Teams). Dieser Rationalisierungseffekt von Reorganisationsmaßnahmen kann eine negative Beschäftigungswirkung entfalten, die dem positiven Effekt einer steigenden Nachfrage nach höherer Qualifikation entgegen wirken kann.

Die Arbeiten von Kremer/Maskin (1996) und Acemoglu (1998) zeigen, dass theoretisch sowohl technologische als auch organisatorische Veränderungen zu einer homogeneren Belegschaftsstruktur führen können. Grundsätzlich ist dann mit einer Abnahme der Lohn disparitäten innerhalb von Betrieben zu rechnen, während Firmenlohndifferenziale zunehmen (Gerlach/Hübler/Meyer, 1999). Dieses Ergebnis stellen Aghion/Caroli/Garcia-Penalosa (1999) allerdings in Frage. Ihrer Auffassung nach können einerseits reorganisierende Betriebe steigenden qualifikatorischen Anforderungen durch Weiterbildungsmaßnahmen begegnen. In diesem Fall ist dann eine Angleichung der Löhne im Betrieb zu erwarten. Andererseits können nicht mehr ausreichend qualifizierte Beschäftigte durch solche ersetzt werden, die außerhalb des Betriebes die erforderlichen Qualifikationen erworben haben.<sup>3</sup> Verbleiben zudem gering qualifizierte Beschäftigte ohne weiteres Training zur Verrichtung untergeordneter Tätigkeiten im Betrieb, nehmen die innerbetrieblichen Lohnunterschiede zu. Da sich Veränderungen der betrieblichen Lohnstruktur auch auf individueller Ebene widerspiegeln, lässt sich in diesem Zusammenhang die Lohnwirkung organisatorischer Änderungen für Beschäftigte einzelner Qualifikationsgruppen in Abhängigkeit betrieblicher Weiterbildungsmaßnahmen a priori nicht eindeutig bestimmen.

Frazis/Gittelman/Joyce (2000) zeigen, dass betriebliche Reorganisationsmaßnahmen vermehrt auch in solchen Unternehmen durchgeführt werden, die eine hohe Weiterbildungsaktivität aufweisen. So können betriebliche Reorganisationsmaßnahmen und daraus folgende Weiterbildungsaktivitäten dazu genutzt werden, dass sich Beschäftigte neue Fähigkeiten und Fertigkeiten aneignen. Diese Humankapitalinvestitionen können auf Grund der höheren Produktivität der Beschäftigten zu Lohnsteigerungen führen. Wird dabei auch die Ausstattung mit transferierbarem Humankapital verbessert, steigt das Abwerbungsrisiko (*“poaching”*), das durch Zahlung höherer Löhne und Gehälter abgemildert werden kann. Auch bei Investitionen in firmenspezifisches Humankapital steigen die Einstellungs- und Entlassungskosten der Unternehmen. Dem Verlust erfahrener Arbeitnehmer kann auch hier durch Zahlung höherer Löhne entgegengewirkt wird.

Da betriebliche Reorganisationsmaßnahmen neben den bereits angesprochenen

---

<sup>3</sup>Bei Gerlach/Hübler/Meyer (2002) und Berthold/Stettes (2004) handelt es sich um Arbeiten, die sich ausführlich mit den Zusammenhängen betrieblicher Weiterbildung und Reorganisationsmaßnahmen befassen.

Veränderungen in der Belegschaftsstruktur auch mit Personalabbau verbunden sein können, ist es denkbar, dass es seitens der Mitarbeiter zu Widerständen kommt, die den organisatorischen Wandel erschweren oder gar völlig blockieren können (Picot/Dietl/Franck, 2005; Kräkel, 2007; Frick, 2002).<sup>4</sup> Besonders während des Reorganisationsprozesses werden höhere Löhne gezahlt, um die Arbeitnehmer für ihr höheres Entlassungsrisiko zu entschädigen (Black/Lynch/Krivelyova, 2004).

Des Weiteren sind betriebliche Reorganisationsmaßnahmen auch häufig mit einer Individualisierung der Arbeitsaufgaben verbunden. Somit kann das Interesse an standardisierten Lohnverhandlungen sowohl bei Arbeitgebern als auch bei hochproduktiven Mitarbeitern tendenziell abnehmen.<sup>5</sup> Individuell vereinbarte Entlohnung kann im Sinne der Effizienzlohntheorie gezielt als Instrument der Leistungsmotivation und damit zur Steigerung der Produktivität eingesetzt werden. Sie erhöht über Reziprozitätsmechanismen die Selbstverpflichtung der Mitarbeiter, im Sinne des Unternehmens effizienzerhöhend zu handeln (Akerlof, 1982).

Diese Prozesse beeinflussen die Lohnbildung und damit die Lohnstruktur auf vielfältige Art und Weise. Die durch betriebliche Reorganisationsmaßnahmen veränderten betrieblichen Arbeitsabläufe ermöglichen es den langjährigen Mitarbeitern, aufgrund ihrer größeren Produktivität gegenüber anderen Mitarbeitern, höhere Löhne auszuhandeln (Lindbeck/Snowder, 1998). Gleichzeitig sind Beschäftigte, die weniger zur Produktivität beitragen, von Lohneinbußen oder Entlassungen bedroht und können relativ leicht durch neue Arbeitskräfte mit einer höheren Qualifikation und/oder einem geringeren Gehalt ersetzt werden.

Schließlich werden betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen auch Produktivitätseffekte zugeschrieben.<sup>6</sup> Die damit mögliche Ausweitung der Nachfrage auf den Absatzmärkten oder das Erzielen höherer Gewinne kann sich dann über die erhöhte Zahlungsfähigkeit des Unternehmen oder über Rent-Sharing-Mechanismen in der Entlohnung der Beschäftigten niederschlagen (Osterman, 2006). Gleichzeitig sind eine gesteigerte Produktivität und die Erzielung von Gewinnen auch Voraussetzungen für eine hohe Beschäftigungsstabilität. Bertschek/Kaier (2001) stellen fest, dass Gruppenarbeit und flache Hierarchien zu einer Steigerung der Arbeitsproduktivität führen. Capelli/Neumark (2001) und Bauer (2003) ermitteln ebenfalls positive Zusammenhänge. Betriebliche Reorganisationsmaßnahmen können ihre Produktivitätswirkungen nur dann voll entfalten können, wenn der Belegschaft angemessene Anreize gegeben werden, sich benötigtes Wissen anzueignen und sich bei der Lösung betrieblicher Probleme einzubringen (Ichniowski/Shaw/Prennushi,

---

<sup>4</sup>Ein Personalabbau ist vor allem dann zu erwarten, wenn im Zuge der betrieblichen Reorganisation eine "Straffung" des Produktionsprozesses erfolgt (Beckmann, 2000).

<sup>5</sup>Siehe ergänzend hierzu (Hübler/Jirjahn, 2002).

<sup>6</sup>Siehe hierzu beispielsweise die Arbeiten von MacDuffie (1995), Huselid (1996), Becker/Gerhard (1996), Ichniowski et. al. (1996), Pil/MacDuffie (1996), Ichniowski/Shaw/Prennushi (1997), Athey/Stern (1998), Whitfield (2000), Black/Lynch (2001), Breshnahan/Brynjolfsson/Hitt (2002), Hamilton/Nickerson/Owan (2003) oder Bartel (2004).

1997; Holmström/Roberts, 1998; Michie/Sheehan, 2001). Hier in Frage kommende Gewinnbeteiligungen können aber nicht nur als Ergänzung, sondern auch als Ersatz eines Teils des Einkommens gesehen werden, so dass sich die Produktivitätseffekte organisatorischen Wandels nicht unbedingt in einer Lohnsteigerung widerspiegeln müssen. Arbeitnehmer können an positiven Produktivitätseffekten von Reorganisationsmaßnahmen nicht nur über eine höhere Entlohnung, sondern auch über die Verbesserung anderer positiver Arbeitsplatzigenschaften partizipieren. Dass ein höherer Grad an Zufriedenheit mit der Arbeit zusätzlich auch zur Reduktion der Personalfuktuation beiträgt, ist häufig eine Voraussetzung dafür, dass Reorganisationsmaßnahmen eine positive Wirkung entfalten. Eine geringe Personalfuktuation ist besonders bei Team- und Gruppenarbeit entscheidend für die Realisierung von Produktivitätsvorteilen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen (Chillemi/Gui, 1997). Bei steigender Arbeitszufriedenheit infolge betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen kann davon ausgegangen werden, dass die Neigung der Arbeitnehmer, das Unternehmen von sich aus zu verlassen, eher abnimmt und sich somit die Beschäftigungstabilität erhöht (Capelli/Neumark, 2004).

Demgegenüber kann aber auch die Ansicht vertreten werden, dass Produktivitätsgewinne betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen hauptsächlich aufgrund von Intensivierung der Arbeit entstehen (Parker/Slaughter, 1998), so dass hier auch negative Effekte auf die Beschäftigung zu vermuten sind. Schließlich kann eine Intensivierung der Arbeit zu erhöhtem Stress und damit auch zu einem Verlust an Zufriedenheit führen (Wichert, 2002). Diese Entwicklungen infolge betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen können dann neben erhöhten Fehlzeiten (Frick/Götzen, 2003) auch zu vermehrten Personalabgängen führen. Insofern ist a priori nicht klar, ob Reorganisationsmaßnahmen per Saldo mit steigender oder fallender Fluktuation der Beschäftigung einhergehen.

Hinsichtlich der Auswirkungen einer Intensivierung der Arbeit auf die Stressbelastung der Beschäftigten im Zuge organisatorischer Veränderungen kommen Appelbaum et. al. (2000) und Ramsay/Scholarius/Harley (2000) zu unterschiedlichen Ergebnissen. Empirisch zeigt sich jedoch, dass betriebliche Reorganisationsmaßnahmen mit einer erhöhten Zufriedenheit am Arbeitsplatz und einem höheren „*commitment*“ einhergehen.

Mit Blick auf die gegenwärtige empirische Evidenz zu den Lohnwirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen ist anzumerken, dass mögliche Produktivitätszuwächse sich nicht zwangsläufig in der Entlohnung der Beschäftigten niederschlagen müssen. Vielmehr hängt ein solcher Lohnzuwachs in seiner Höhe auch von den Machtverhältnissen zwischen den an den Lohnverhandlungen beteiligten Parteien ab. So kann einerseits vermutet werden, dass in Unternehmen, in denen die Beschäftigten gewerkschaftlich organisiert sind und Tarifverträge gültig sind, eher Produktionszuwächse an die Mitarbeiter weitergegeben werden (Osterman, 2006). In Verbindung mit der besonders in Bezug auf die Auswirkungen technologischer Veränderungen geführte Diskussion um einen Machtverlust von Gewerkschaften

(“*de-unionization*”) kann allerdings auch von einem Machtverlust seitens der Arbeitnehmer während der letzten zwanzig Jahre gesprochen werden (Handel/Gittleman, 2004). Letztendlich können betriebliche Reorganisationsmaßnahmen auch dazu genutzt werden, den Einfluss von Betriebsräten zu verringern (Hübler/Jirjahn, 2002). Demgegenüber besteht die Möglichkeit, dass betriebliche Reorganisationsmaßnahmen die Machtposition der Beschäftigten in den Unternehmen verbessern, da diese Organisationsformen eine stärkere Beteiligung der Beschäftigten bei der Leistungserstellung bedingen. In diesem Fall sind Lohnsteigerungen in reorganisierenden Unternehmen nicht auf ein erhöhtes Qualifikationsniveau oder Produktivitätszuwächse zurückzuführen. Vielmehr sind sie Ergebnis des durch den organisatorischen Wandel bedingten Zuwachses an Verhandlungsmacht (Gouldner, 1954; Burawoy, 1979; Osterman, 2006).

Diesen Überlegungen folgend unterscheidet (Osterman, 2006) in seiner Analyse der Lohnwirkungen organisatorischer Veränderungen zwischen Beschäftigten, die direkt von den Maßnahmen betroffen sind, und solchen, die es nicht sind. Im Ergebnis zeigt sich ein robuster, positiver Lohneffekt für Arbeiter in der Produktion, die direkt betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen ausgesetzt sind. Appelbaum et. al. (2000) finden nicht für alle betrachteten Wirtschaftszweige positive Auswirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen. Capelli/Neumark (2001) identifizieren einen positiven Zusammenhang zwischen organisatorischen Veränderungen und betrieblichen Lohnkosten. Batt (2001), Handel/Gittleman (2004) und Osterman (2000) können keine Auswirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung feststellen.

### 3.3 Empirische Analyse

Sowohl die theoretischen als auch die bisher vorliegenden empirischen Arbeiten haben gezeigt, dass es ein breites Spektrum an Erklärungsgründen gibt für den Einfluss von Reorganisationsmaßnahmen auf die betriebliche und individuelle Entlohnung sowie die Wahrscheinlichkeit, im Unternehmen zu verbleiben. Zum Teil lassen sich gegenläufige Effekte ausmachen und die Empirie liefert kein einheitliches Bild. Dafür sind die Verwendung alternativer Daten und Methoden sowie heterogene Untersuchungsgruppen verantwortlich.

Die folgende empirische Untersuchung unterscheidet sich von Vorgängern dadurch, dass sie sowohl den individuellen Lohneffekt als auch die Wirkung auf die Wahrscheinlichkeit, aus dem Betrieb auszuschneiden, auf der Ebene der Beschäftigten analysiert und gruppenspezifische Effekte, getrennt nach Ausbildungsniveau und Berufsgruppen, herausarbeitet.

### 3.3.1 Datenbasis

Grundlage für die Untersuchung ist ein Linked-Employer-Employee-Datensatz des Nürnberger Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) für den Zeitraum von 1996 bis 2004, der die Betriebsangaben aus dem IAB-Betriebspanel mit Personendaten aus der Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei (BLH) über die in beiden Datensätzen verfügbare Betriebsnummer kombiniert.<sup>7</sup> Verwendet wird das LIAB Querschnittsmodell (Alda, 2005a; Alda/Bender/Gartner, 2005), in dem alle in der BLH enthaltenen Meldungen der Betriebe aus dem IAB-Betriebspanel zu finden sind, die sich über den 30. Juni mindestens eines der Jahre des Beobachtungszeitraumes erstrecken. Existiert für einen Betrieb in einem dieser Jahre kein gültiges Interview im IAB-Betriebspanel, so werden der Betrieb sowie seine Beschäftigten in dem betreffenden Jahr nicht berücksichtigt. Gleiches gilt für die Vor- und Nachbiographien der Beschäftigten, sofern sie im Beobachtungszeitraum nicht zwischen Betrieben, die an den Befragungen teilgenommen haben, wechseln und für sie Meldungen über den 30. Juni der jeweiligen Jahre hinweg vorhanden sind.

Um mögliche Fehler in den Daten auszuschließen<sup>8</sup> und eine bessere Interpretation der Ergebnisse zu gewährleisten, ist die Menge der im Datensatz enthaltenen Meldungen auf solche beschränkt worden, auf die gleichzeitig folgende Merkmale zutreffen:

- Hauptbeschäftigungsverhältnis eines sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ohne besondere Merkmale, das länger als einen Tag bestanden hat,
- Vollzeitbeschäftigung,
- keine Auszubildenden, Volontäre oder Praktikanten,
- Personen, die weder ihre Staatsangehörigkeit noch das Geschlecht wechseln,
- Personen, die nicht jünger als 15 Jahre, aber auch nicht älter als 65 Jahre sind.

Ebenso befinden sich im Datensatz keine Betriebe, deren Beschäftigtenstand sich durch die Schließung, Ein-/Ausgliederung oder Ausgründung von Betriebsteilen hat verändern können. Aus der sich so ergebenden Menge der Betriebe werden dann für

---

<sup>7</sup>Der rechte Rand der verwendeten Zeitreihe fällt in das Jahr 2004, da in aktuelleren Wellen des IAB-Betriebspanels keine Angaben zu betrieblichen Reorganisationsmaßnahmen verfügbar sind. Zudem stehen die Personendaten aus der BLH aus verfahrenstechnischen Gründen erst mit einer Verzögerung von ca. 24 Monaten zur Verfügung.

<sup>8</sup>Siehe hierzu bspw. Bender/Hilzendege/Rohwer (1996), Cramer (1985) oder Cramer/Majer (1991).



die weiteren Analysen alle vorhandenen Beschäftigungsmeldungen westdeutscher Panelbetriebe<sup>9</sup> für den Zeitraum von 1996 bis 2004 ausgewählt.<sup>10</sup>

### 3.3.2 Variablenabgrenzung

Informationen über die Einführung betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen sind bisher in den Wellen 1995, 1998, 2000, 2001 und 2004 des IAB-Betriebspanels enthalten. Während dazu im Jahr 1995 sechs verschiedene Einzelmaßnahmen abgefragt werden, sind es ab der Welle 1998 neun, die sich in den drei folgenden Befragungen bis 2004 nicht verändern.<sup>11</sup> Dieser unterschiedlichen Ausgestaltung der Frage im IAB-Betriebspanel zu den organisatorischen Veränderungen wird durch die Verwendung einer Zeitreihe von 1996 bis 2004 begegnet. Eine weitere Schwierigkeit bei diesen Angaben ist der Zweijahreszeitraum auf den sich die Frage bezieht.<sup>12</sup> Damit ist nicht bekannt, wann genau die Maßnahmen eingeführt worden sind oder der Reorganisationsprozess begonnen hat. Zum Zwecke der hier vorliegenden Untersuchung werden die Angaben zur Einführung von Reorganisationsmaßnahmen aus den Berichtsjahren 1998, 2001 und 2004 jeweils für die beiden Vorjahre übernommen. Mit diesem Vorgehen wird eine Unterbrechung der Zeitreihe verhindert und implizit eine Gleichverteilung der Einführungswahrscheinlichkeit betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen im Berichtsjahr und den beiden Vorjahren angenommen.<sup>13</sup> Nach Ausschluss der Antwortkategorien der *“sonstigen Maßnahmen”* und *“umweltbezogenen organisatorischen Maßnahmen”* aus der weiteren Betrachtung stehen Informationen über acht organisatorische Veränderungen zur Verfügung, so wie sie im IAB-Betriebspanel erfasst werden. Es handelt sich dabei um die

1. Reorganisation von Abteilungen oder von Funktionsbereichen,

<sup>9</sup>Auf die Einbeziehung ostdeutscher Betriebe wird hier verzichtet, obwohl sich dadurch die Datenbasis erweitern ließe. Wir gehen jedoch davon aus, dass die Verhaltensweisen der Unternehmen in beiden Teilen Deutschlands, so auch beim Investitionstätigkeit und dem Reorganisationsverhalten, erheblich voneinander abweichen. Durch eine einfache Berücksichtigung einer regionalen Dummy-Variablen wäre dies nur unzureichend zu erfassen gewesen. Aus unserer Sicht müssten getrennte Schätzungen für Ost- und Westdeutschland durchgeführt werden. Diese hätte den Umfang dieses Beitrags gesprengt und soll einer zukünftigen Untersuchung vorbehalten bleiben.

<sup>10</sup>Da die Beschäftigtenangaben aus der BLH und dem IAB-Betriebspanel auf Betriebsebene teilweise deutlich voneinander abweichen und somit fraglich ist, ob es sich tatsächlich um die selben Betriebseinheiten handelt, werden zudem nur die Betriebe herangezogen, für die eine korrekte Zuordnung von Betriebs- und Beschäftigtendaten angenommen werden kann. Hierzu finden sich in der Literatur bei Addison et. al. (2005), Alda (2005b) oder Bellmann/Pahnke (2006) unterschiedliche Vorgehensweisen.

<sup>11</sup>Hinzu kommen die Antwortmöglichkeiten *“Sonstige”* und *“Keine organisatorischen Änderungen”*.

<sup>12</sup>Die genaue Fragestellung lautet: *“Sind in Ihrem Betrieb/Ihrer Dienststelle in den letzten zwei Jahren eine oder mehrere der folgenden organisatorischen Änderungen vorgenommen worden?”*.

<sup>13</sup>Da mit der zusätzlichen Befragung der Betriebe zu den organisatorischen Veränderungen der letzten beiden Jahre in der Welle 2000 Überschneidungen auftreten, brauchen diese Angaben zur Bildung einer Zeitreihe von 1996 bis 2004 nicht weiter beachtet zu werden.

2. Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungsbefugnissen auf untere Hierarchieebenen,
3. Einführung von Gruppenarbeit und eigenverantwortlichen Arbeitsgruppen,
4. Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- und Ergebnisermittlung,
5. verstärkte Eigenfertigung oder Eigenleistung,
6. Ausdehnung des Zukaufs von Produkten und Leistungen,
7. Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege oder der Kundenbeziehungen und
8. Verbesserung der Qualitätssicherung.

Für jede dieser Reorganisationsmaßnahmen lässt sich eine Dummy-Variable bilden, die dann den Wert eins annimmt, wenn in der jeweiligen Zeitperiode die Maßnahme eingeführt worden ist. Inhaltlich können die ersten vier Maßnahmen auch als Arbeitsstruktur- und die verbleibenden vier als Produktionsstrukturveränderungen bezeichnet werden (Alda/Bellmann, 2002).

Bei den verwendeten Personendaten handelt es sich um diejenigen Meldungen zum 30. Juni eines Jahres aus der BLH, die sich auf sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnisse der genannten Betriebe beziehen. Somit liegen keine vollständigen Erwerbsbiographien der Beschäftigten vor. Als Konsequenz ist ein Betriebswechsel nur dann zu beobachten, wenn dieser erstens in einen Betrieb erfolgt, der auch im IAB-Betriebspanel im Beobachtungszeitraum enthalten ist und zweitens das entsprechende Beschäftigungsverhältnis zum 30. Juni in einer Folgeperiode gemeldet worden ist. Übergänge in die Arbeitslosigkeit gehen lediglich mit einem Ausscheiden der Person aus dem Datensatz einher, was auch dann der Fall ist, wenn ein Wechsel in einen Nicht-Panelbetrieb oder ein Ausscheiden aus der Erwerbsbeteiligung erfolgt. Eine Person wird auch dann nicht mehr erfasst, wenn der Betrieb nicht mehr an den Befragungen zum IAB-Betriebspanel teilnimmt oder erlischt.

Beschäftigungsmobilität kann im vorliegenden Datensatz lediglich als Austritt aus dem Betrieb (Trennung) erfasst werden. Eine Untergliederung der Betriebsaustritte in Betriebswechsel, Abgang in die Arbeitslosigkeit und Ausscheiden aus der Erwerbsbeteiligung ist nicht möglich.

Betriebsaustritte werden als Dummy-Variable  $T_{ijt}$  erfasst, die den Wert 1 annimmt, wenn die Person  $i$  zwischen dem 30.6. des Berichtsjahres ( $t$ ) und dem 30.6. des Folgejahres ( $t + 1$ ) aus dem Betrieb  $j$ , indem sie im Jahr  $t$  beschäftigt war, ausgeschieden ist.  $T_{ijt}$  wird mit 0 kodiert, wenn für die betrachtete Person in dem entsprechenden Zeitraum kein Betriebsaustritt beobachtet wird.

Durch den Abgleich der Personen- und Betriebsidentifikationsnummern der Berichtsperiode mit der jeweiligen Folgeperiode werden Betriebsaustritte im Einzelnen wie folgt identifiziert:

1. Person  $i$  wird zum Zeitpunkt  $t + 1$  im selben Betrieb wie im Zeitpunkt  $t$  beobachtet:  $T_{ijt} = 0$  (kein Betriebsaustritt);

2. Person  $i$  wird zum Zeitpunkt  $t + 1$  in einem anderen Betrieb als im Zeitpunkt  $t$  beobachtet:  $T_{ijt} = 1$  (Betriebsaustritt);
3. Person  $i$  wird zum Zeitpunkt  $t + 1$  nicht im Datensatz beobachtet. Der Betrieb, in dem die Person in  $t$  beschäftigt war, wird jedoch in  $t + 1$  weiterhin beobachtet:  $T_{ijt} = 1$  (Betriebsaustritt);
4. Person  $i$  wird zum Zeitpunkt  $t + 1$  nicht im Datensatz beobachtet. Der Betrieb, in dem die Person in  $t$  beschäftigt war, ist in  $t + 1$  ebenfalls nicht mehr beobachtet. Zusätzlich ist die Information vorhanden, dass der Betrieb erloschen ist:  $T_{ijt} = 1$  (Betriebsaustritt);
5. Person  $i$  wird zum Zeitpunkt  $t + 1$  nicht im Datensatz beobachtet. Der Betrieb, in dem die Person in  $t$  beschäftigt war, ist in  $t + 1$  ebenfalls nicht mehr beobachtet. Es liegt keine Information darüber vor, ob der Betrieb noch existiert.  $T_{ijt}$  wird mit einem fehlenden Wert kodiert, da sich nicht entscheiden lässt, ob ein Betriebsaustritt stattgefunden hat oder nicht.

Wie die theoretische Diskussion gezeigt hat, unterscheiden sich die Effekte betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf Beschäftigte je nach Qualifikationsniveau. Daher werden sowohl die Lohnschätzungen als auch die Schätzungen der Beschäftigungsstabilität getrennt für einzelne Qualifikationsgruppen vorgenommen. Auf Grund der in der BLH verfügbaren Daten ist es möglich, drei Qualifikationsgruppen zu unterscheiden. Als gering qualifiziert werden dabei Beschäftigte bezeichnet, die zwar über einen Schulabschluss, aber keine abgeschlossene Berufsausbildung verfügen. Ein mittleres Qualifikationsniveau liegt dann vor, wenn unabhängig vom Schulabschluss eine Berufsausbildung erfolgreich absolviert worden ist. Beschäftigte mit einem Hochschul- oder Fachhochschulabschluss gelten als hoch qualifiziert.

Neben der in der Literatur üblichen Unterscheidung der Beschäftigten nach ihrem Schulabschluss oder der höchsten formal erreichten Qualifikation bietet der vorhandene Datensatz zusätzlich die Möglichkeit, die Beschäftigten nach ihrer tatsächlichen Tätigkeit zu unterscheiden. Blossfeld/Hamerle/Mayer (1986) bieten hierzu ein Schema von zwölf Tätigkeitsfeldern an, denen die Berufsordnungen (3-Steller) der Klassifikation der Berufe der Bundesagentur für Arbeit zugeordnet werden können.<sup>14</sup> Nach Ausschluss des landwirtschaftlichen Sektors und der Zusammenfassung der Kategorien Techniker und Ingenieure stehen noch zehn Gruppen des "*Blossfeld-Schemas*" zur Verfügung. In den Bereich der Produktion fallen die Gruppen einfache und qualifizierte manuelle Berufe, Techniker und Ingenieure, wobei die qualifikatorischen Anforderungen entsprechend zunehmen. Im Bereich der Dienstleistungen

<sup>14</sup>Zu beachten ist, dass nicht gewährleistet sein muss, dass Beschäftigte, die einer Berufordnung angehören, in verschiedenen Betrieben zwangsläufig genau dieselben Tätigkeiten verrichten müssen. Dennoch sollte aber eine gewisse Vergleichbarkeit gegeben sein. Zudem werden die Berufsordnungen von den Betrieben gemeldet und die Stellen entsprechend von diesen besetzt. Entscheidend ist hier also, dass eine eher inhaltliche Abgrenzung nach den ausgeübten Tätigkeiten erfolgt. In den Schätzungen wird dann zusätzlich der höchste formale Bildungsabschluss berücksichtigt.

kann zudem zwischen kaufmännischen Berufen, Verwaltungsberufen und Tätigkeiten im Bereich anderer Dienstleistungen unterschieden werden. Im Einzelnen werden folgende Gruppen gebildet: einfache Dienste, qualifizierte Dienste, Semiprofessionen, Professionen, einfache kaufmännische Berufe und Verwaltungsberufe, qualifizierte kaufmännische Berufe und qualifizierte Verwaltungsberufe sowie Manager. Zu den Managern gehören Funktionäre und Personen mit Tätigkeiten, die Kontrolle und Entscheidungsgewalt über den Einsatz von Produktionsfaktoren beinhalten. Damit muss sich diese Berufsgruppe nicht immer zwingend in den obersten Hierarchieebenen befinden. Es bietet sich an, getrennte Schätzungen nach diesen Gruppen durchzuführen. Neben den Dummy-Variablen nach dem *“Blossfeld-Schema”* und denen für die formale Ausbildung werden als weitere individuelle Merkmale das Alter, das Geschlecht, die Betriebszugehörigkeitsdauer und die Nationalität<sup>15</sup> als Regressoren herangezogen. Als betriebliche Merkmale finden die Gesamtanzahl der Beschäftigten, der Umsatz, das Exportvolumen, die Investitionsentwicklung und der technische Stand der Anlagen Berücksichtigung. Schließlich gehen auch Informationen über die Tarifbindung,<sup>16</sup> den Betriebsrat, eine mögliche Entlohnung über Tarif und Branchendummies<sup>17</sup> in die Schätzungen ein.

Die aus theoretischer Sicht wichtigen Angaben zur betrieblichen Weiterbildung, zur Arbeitsplatzsicherheit und zur Zufriedenheit der Beschäftigten finden in den Schätzungen keine Berücksichtigung. Über Weiterbildung liegen nur in jeder zweiten Welle des IAB-Betriebspanels Informationen für das jeweilige Jahr vor. Es könnten somit bei Nutzung dieser Informationen nicht alle Wellen im Zeitraum von 1996 bis 2004 verwendet werden. Des Weiteren müssten unterschiedliche Angaben zur Anzahl der Weiterbildungsfälle und zur Anzahl der Teilnehmer, die nicht zwangsläufig deckungsgleich sind, vereinheitlicht werden. Aber selbst dann ist es nicht möglich zu bestimmen, ob einzelne Beschäftigte an einer Weiterbildungsmaßnahme teilgenommen haben, so dass hier auf diese Informationen verzichtet wird. Informationen über die Sicherheit am Arbeitsplatz und die Arbeitszufriedenheit der Beschäftigten liefert das IAB-Betriebspanel nicht. Zwar könnte der Anteil der befristet Beschäf-

---

<sup>15</sup>In Bezug auf die Referenzgruppe *“deutsche Staatsangehörigkeit”* wird hier noch nach Beschäftigten aus Mitgliedsstaaten der EU sowie des sonstigen Auslandes unterschieden.

<sup>16</sup>Hier wird unterschieden, ob ein Branchen-, ein Haus- oder ein Firmentarifvertrag vorliegt.

<sup>17</sup>Die Branchendummies basieren auf der insgesamt 16 Ausprägungen umfassenden Brancheneinteilung auf Basis der Wirtschaftszweige 1973 (WZ 73). Diese Einteilung wurde im Jahr 2000 durch eine 20 Wirtschaftszweige umfassende Einteilung auf Basis der Klassifikation nach WZ 93 ersetzt. Für die empirische Analyse wurde jeder ab 2000 gültigen Kategorie der häufigste Wert der bis 1999 verwendeten Einteilung zugeordnet, um zu einer einheitlichen Abgrenzung zu gelangen. Nach Ausschluss von Betrieben aus der Land- und Forstwirtschaft, dem Bergbau sowie Organisationen ohne Erwerbscharakter und Einrichtungen der öffentlichen Verwaltung sind noch Betriebe und Beschäftigte aus folgenden zehn Branchen im Datensatz enthalten: Grundstoffverarbeitung, Investitionsgüterindustrie, Verbrauchsgüterindustrie, Baugewerbe, Handel, Verkehr/Nachrichten, Kreditinstitute/Versicherungen, Gaststätten/Heime, Bildungsstätten/Verlagswesen und Gesundheitswesen.

tigten pro Betrieb oder das Ausmaß der arbeitgeberseitig veranlassten Trennungen als Indikator für die Arbeitsplatzsicherheit in einem Betrieb herangezogen werden. Erstens sagen diese Informationen jedoch nichts über die individuelle Arbeitsplatzsicherheit aus und zweitens ist es hier zweifelhaft, ob damit nur der Effekt der Arbeitsplatzsicherheit in einem Betrieb auf den Lohn oder die Wahrscheinlichkeit, den Arbeitsplatz zu wechseln, erfasst wird. Somit fallen Weiterbildung, Arbeitsplatzsicherheit und Arbeitszufriedenheit unter die Kategorie “unbeobachtete Heterogenität”.

Da zu der oben beschriebenen Definition der Betriebsaustritte jeweils Informationen aus der Folgeperiode benötigt werden, können die Betriebsaustritte aufgrund der Datenlage für die Welle 2004 nicht definiert werden. Darüber hinaus wurden die Betriebsangaben zum technischen Stand der Anlagen in der Welle 2004 des IAB-Betriebspanels nicht erhoben. Beobachtungen aus dem Jahr 2004 gehen daher nicht mit in die Analyse ein.

### 3.3.3 Modellierung und Methodik

Da sowohl Personen- als auch Betriebsdaten zur Verfügung stehen, kann der Lohn  $w$  des Beschäftigten  $i$  im Betrieb  $j$  zum Zeitpunkt  $t$  durch die Gleichung

$$w_{ijt} = \mu + \alpha' x_{it} + \beta' y_{jt} + \theta_i + \varphi_j + \epsilon_{ijt} \quad (3.1)$$

beschrieben werden, wobei  $i = 1, \dots, N$ ,  $j = 1, \dots, J$  und  $t = 1, \dots, T$ .  $N$  bezeichnet die Anzahl der Personen,  $T$  die Anzahl der Jahre, und  $J$  die Anzahl der Betriebe im Datensatz. Da jede Person zu einem gegebenen Zeitpunkt in genau einem Betrieb beschäftigt ist, gilt  $j = j(i, t)$ , es gibt eine eindeutige Zuordnung der Personen-Jahr-Kombinationen zum Betriebsidentifikator. Der Vektor  $x_{it}$  enthält die auf der Personenebene veränderlichen Regressoren, während  $y_{jt}$  die entsprechenden betrieblichen Kovariate bezeichnet. Zeitinvariante unbeobachtbare Heterogenität von Personen und Betrieben geht über die Effekte  $\theta_i$  und  $\varphi_j$  in die Gleichung ein.  $\mu$  ist das über alle Individuen, Betriebe und Zeitperioden konstante absolute Glied.  $\epsilon_{ijt}$  ist der Störterm, von dem hier angenommen wird, dass er mit den anderen Komponenten der Gleichung (3.1) unkorreliert ist.

Unter der realistischen Annahme, dass die unbeobachtete Betriebs- und Personenheterogenität mit den beobachteten Regressoren korreliert ist, führt die Random-Effects-Methode zu inkonsistenten Schätzern, so dass Fixed-Effects-Ansätze benötigt werden, um die Parameter konsistent bestimmen zu können. In den Fixed-Effects-Schätzungen können zeitinvariante Kovariate nicht explizit mit als erklärende Faktoren aufgenommen werden. Die Effekte  $\theta_i$  und  $\varphi_j$  bilden damit sowohl die Einflüsse beobachteter als auch unbeobachteter zeitinvarianter Einflüsse ab.<sup>18</sup> In

<sup>18</sup>Hausmann/Taylor (1981) zeigen, dass es möglich ist, zeitvariante Effekte mit einem Fixed-Effects-Ansatz zu bestimmen, während mit der selben Regression gleichzeitig Effekte zeitinva-

einer Vorstufe zu den Fixed-Effects-Schätzungen werden hier auch gepoolte Schätzungen durchgeführt, in die zeitinvariante Personen- und Betriebsmerkmale mit aufgenommen werden.

In Datensätzen mit einer großen Anzahl an Personen- und Betriebseffekten kann die Fixed-Effects-Schätzung von (3.1) an die Grenzen vorhandener Rechnerkapazitäten stoßen. Zur Lösung dieses Problems stellen Abowd/Kramarz/Margolis (1999) verschiedene Verfahren vor.<sup>19</sup> Darunter befindet sich die von Andrews/Schank/Upward (2006) als “spell fixed effects”-Ansatz bezeichnete Möglichkeit, die unbeobachtbaren Effekte  $\theta_i$  und  $\varphi_j$  aus Gleichung (3.1) durch eine Transformation der Gleichung zu eliminieren. Diese Methode besteht darin, dass innerhalb eines jeden Beschäftigungsverhältnisses  $s$ , also jeder beobachtbaren Personen-Betriebskombination, erste Differenzen gebildet (Abowd/Kramarz/Margolis, 1999) oder die Mittelwerte subtrahiert werden (Andrews/Schank/Upward, 2006).

Wird die Heterogenität der einzelnen Beschäftigungsverhältnisse durch

$$\pi_s \equiv \theta_i + \varphi_j \tag{3.2}$$

charakterisiert, ergibt sich für (3.1)

$$w_{ijt} = \mu + \alpha'x_{it} + \beta'y_{jt} + \pi_s + \epsilon_{ijt} \tag{3.3}$$

Da für jedes Beschäftigungsverhältnis  $\pi_s = \bar{\pi}_s$  gilt, folgt nach Subtraktion der Mittelwerte innerhalb jedes Beschäftigungsverhältnisses, dass die unbeobachteten Effekte eliminiert sind:

$$w_{ijt} - \bar{w}_s = \alpha'(x_{it} - \bar{x}_s) + \beta'(y_{jt} - \bar{y}_s) + (\epsilon_{ijt} - \bar{\epsilon}_s) \tag{3.4}$$

Auf dieser Grundlage lassen sich die Auswirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf das individuelle Lohnniveau der Beschäftigten unter Berücksichtigung weiterer relevanter Betriebs- und Personenmerkmale bestimmen. Allerdings sind einige Besonderheiten der in den Daten enthaltenen Lohnangaben zu beachten. Im Zusammenhang mit den für das Meldeverfahren zur Sozialversicherung gültigen Vorschriften<sup>20</sup> bezieht sich die Höhe des von den Betrieben zu meldenden Entgelts auf den Meldezeitraum. Da der Meldezeitraum ebenfalls bekannt ist, kann

---

rianter Variablen unter Verwendung der Random-Effects-Methode identifiziert werden. Hierzu bedarf es allerdings der nicht sehr realistischen Annahme der Unkorreliertheit zwischen zeitinvarianter unbeobachteter und beobachteter Heterogenität (Andrews/Schank/Upward, 2006).

<sup>19</sup>Weitere Arbeiten, die sich mit der Bestimmung unbeobachtbarer Betriebs- und Personeneffekte anhand deutscher Daten befassen, finden sich beispielsweise bei Andrews/Schank/Upward (2006), Alda (2006), Cornelißen/Hübler (2008) oder Stephan (2001).

<sup>20</sup>Hierbei handelt es sich maßgeblich um die “Verordnung über die Erfassung und Übermittlung von Daten für die Träger der Sozialversicherung (Datenerfassungs- und Datenübermittlungsverordnung DEÜV)”.

so das durchschnittliche Tagesentgelt berechnet und in den Schätzungen verwendet werden. Zudem haben die Entgeltmeldungen nur bis zur Höhe der im jeweiligen Jahr gültigen Beitragsbemessungsgrenze zu erfolgen, so dass hier eine Rechtszensurierung der Lohnvariablen vorliegt.<sup>21</sup> Da diese Eigenschaft der Lohnvariablen bei OLS-Schätzungen zu Problemen führen kann, besteht einerseits die Möglichkeit, die zensierten Beobachtungen aus der Untersuchung auszuschließen. In diesem Fall sind die Schätzergebnisse allerdings nur noch mit Blick auf die im Datensatz enthaltenen Beobachtungen zu interpretieren. Neben TOBIT-Schätzern, die eine Zensurierung der abhängigen Variablen zulassen, besteht andererseits die Möglichkeit, den unbeobachteten rechten Rand der Lohnverteilung bei Annahme einer speziellen statistischen Verteilung zu imputieren (Alda, 2006).

Gartner (2005) schlägt ein Verfahren vor, das nicht den Erwartungswert der logarithmierten Lohnvariablen bei der Imputation verwendet, da so die Korrelation der imputierten Löhne mit den Kovariaten größer ist als die der wahren unbeobachteten Löhne mit den verwendeten Kovariaten. Hier fallen die Standardfehler in Schätzungen mit imputierten Lohnangaben zu niedrig aus. Bessere Ergebnisse werden erzielt, wenn der Erwartungswert der logarithmierten Lohnvariablen um einen Störterm erweitert wird.<sup>22</sup> In Anlehnung an Gartner/Rässler (2005) und Alda (2006) erfolgt die Bestimmung der Imputationswerte auf Grundlage einer um jeweils zehn Sektor- und Berufsgruppendummies ergänzten Mincerschen Einkommensfunktion (Mincer, 1974).<sup>23</sup> Das Imputationsmodell weicht von dem in der späteren Analyse verwendeten Modell zum Einfluss von Reorganisationsmaßnahmen ab. Der Nachteil dieses Vorgehens ist, dass verzerrte Imputationswerte zu erwarten sind, wenn das in der späteren Analyse verwendete Modell das wahre Modell ist. Das hier gewählte Vorgehen bietet jedoch den Vorteil, dass die spätere Analyse nicht automatisch Ergebnisse produziert, die durch die Imputation der vorhergesagten Werte im Vorhinein angelegt sind (Schafer, 2002).

Um die Auswirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die individuelle Beschäftigungssituation zu untersuchen, soll im Folgenden bestimmt werden, inwieweit organisatorischer Wandel die Auflösung von Beschäftigungsverhältnissen beeinflusst. Beschreibt  $T_{ijt}$  die Trennung des Beschäftigten  $i$  vom Betrieb  $j$  zum

<sup>21</sup>An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass aus meldetechnischen Gründen auch Entgelte in den Daten enthalten sein können, die bis zu 3,33% über der jeweiligen Beitragsbemessungsgrenze liegen. Am linken Rand der Lohnverteilung können sich auch mitunter sehr geringe Entgelte befinden. Alle Entgeltmeldungen, die kleiner gleich der jeweils gültigen Geringfügigkeitsgrenze sind, bleiben im Folgenden unberücksichtigt. Geringfügig Beschäftigte sind damit aus dem Datensatz ausgeschlossen.

<sup>22</sup>Auch wenn multiple "bayesianische" Imputationsverfahren vorzuziehen sind (Little/Rubin, 1987), wird in dieser Untersuchung auf den Ansatz von Gartner (2005) zurückgegriffen, der bei sehr großen Datensätzen problemlos anzuwenden ist, während multiple Verfahren in Verbindung mit großen Datensätzen ein Vielfaches an Rechenzeit benötigen (Gartner/Rässler, 2005).

<sup>23</sup>Weitere erklärende Variablen sind, Alda (2006) folgend, das Alter in der ersten, zweiten und dritten Potenz sowie der höchste erreichte Bildungsabschluss.

Zeitpunkt  $t$ , können die Trennungswahrscheinlichkeit und die diese beeinflussenden Faktoren mit Hilfe von

$$P(T_{ijt} = 1) = \Lambda(\tau'x_{it} + \omega'y_{jt} + \xi'u_i + \psi'q_j) \quad (3.5)$$

ermittelt werden, wobei  $\Lambda$  die logistische Verteilungsfunktion bezeichnet.

Analog zum Vorgehen bei der Lohnschätzung wird auch für die Schätzung der Wahrscheinlichkeit des Betriebsaustrittes neben dem gepoolten Ansatz ein Fixed-Effects-Modell geschätzt. Dazu wird im Folgenden das konditionale Logit-Modell herangezogen, bei dem durch die Wahl der konditionalen Likelihoodfunktion zeitinvariante unbeobachtete Heterogenität eliminiert wird. Die Ebene, auf der die unbeobachtete Heterogenität modelliert wird, ist weiterhin das durch eine eindeutige Personen-Betriebskombination gekennzeichnete Beschäftigungsverhältnis. Wie im linearen Modell können zeitinvariante Regressoren nicht mit in die Schätzung aufgenommen werden. Darüber hinaus gehen in das konditionale Logit-Modell nur Betriebs-Personenkombinationen ein, bei denen Variation in der abhängigen Variable vorliegt.

## 3.4 Ergebnisse

### 3.4.1 Schätzungen zur Entlohnung

Tabelle 3.1 enthält die Ergebnisse zu den Lohnschätzungen unter Verwendung imputierter Entgeltangaben, getrennt nach Qualifikationsniveaus der Beschäftigten. Dabei geben die Spalten I bis IV Schätzergebnisse wieder, bei denen neben den Kontrollvariablen immer nur jede Reorganisationsmaßnahme einzeln als Regressor aufgenommen wurde. Die Spalten V bis VIII beziehen sich demgegenüber auf Ergebnisse unter gleichzeitiger Einbeziehung aller acht betrachteten Reorganisationsmaßnahmen.<sup>24</sup>

Sofort zu erkennen ist, dass sich Produktionsstrukturveränderungen nicht in signifikanten Lohnveränderungen niederschlagen. Betrachtet man zunächst die Spezifikationen I-IV, so zeigt sich, dass die Reorganisation von Abteilungen oder Funktionsbereichen über die Spezifikationen hinweg zu positiven Lohneffekten führen, die bei den Un- und Angelernten am stärksten ausfallen. Die Einführung von Gruppenarbeit oder eigenverantwortlicher Arbeitsgruppen zeigt für sich genommen einen positiven Lohneffekt für alle Beschäftigten (Spezifikation I), der sich nach Aufspaltung nur noch bei Personen mit mittlerem Qualifikationsniveau zeigt (Spezifikation III). Beschäftigte mit mittlerem Qualifikationsniveau scheinen also durch die Über-

---

<sup>24</sup>Auf Grund der Vielzahl der Schätzungen werden die ermittelten Koeffizienten der Kontrollvariablen nicht ausgewiesen. Für die Spezifikation V aus den Tabellen 3.1 und 3.2 sind die Ergebnisse bezüglich der Kontrollvariablen in den ersten beiden Spalten der Tabelle B.2 im Anhang wiedergegeben.



**Tabelle 3.1**  
 Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung unter Verwendung imputierter Entgeltangaben  
 (gepoolte OLS-Schätzungen, 1996-2004)

	Maßnahmen einzeln								Maßnahmen zusammen		
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII			
	alle	gering	mittel	hoch	alle	gering	mittel	hoch			
<i>Arbeitsstrukturveränderungen:</i>											
Verlagerung v. Verantwortung u. Entscheidungen nach unten	0,020**	0,016	0,021**	0,019*	0,009	0,004	0,011	0,018*			
Einführung v. Gruppenarbeit/eigenverantwortliche Arbeitsgruppen	0,019**	0,016	0,023**	0,001	0,017*	0,011	0,021**	-0,003			
Einrichtung v. Einheiten m. eigener Kosten- o. Ergebnisermittlung	0,003	0,004	0,003	-0,006	-0,008	0,009	0,010	-0,013			
Reorganisation v. Abteilungen o. Funktionsbereichen	0,030***	0,040***	0,026***	0,021**	0,030***	0,041***	0,025**	0,019*			
<i>Produktionsstrukturveränderungen:</i>											
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	0,012	0,011	0,014	-0,009	0,009	0,009	0,01	-0,013			
Mehr Zukauf v. Produkten u. Leistungen	0,003	-0,01	0,004	-0,01	-0,001	-0,017	0,001	-0,002			
Neugestaltung der Beschaffungs- u. Vertriebswege o. der Kundenbeziehungen	0,001	0,013	-0,001	-0,005	-0,005	0,007	-0,008	-0,008			
Verbesserung der Qualitätssicherung	0,015	0,019	0,017*	0,01	0,007	0,011	0,01	0,007			
Beobachtungen	1139508	223676	791496	124336	1139508	223676	791496	124336			

\*) signifikant auf dem 10%-Niveau, \*\*) signifikant auf dem 5%-Niveau, \*\*\*) signifikant auf dem 1%-Niveau. Quelle: LIAB-BP-BLH 1996-2004; eigene Berechnungen.

tragung von Verantwortung durch Gruppenarbeit am stärksten zu profitieren. Anders ist dies bei der Verlagerung von Verantwortung und Entscheidung auf untere Hierarchieebenen. Wenn alle Reorganisationsmaßnahmen gemeinsam berücksichtigt werden (Spezifikationen V-VIII) kann ein positiv signifikanter Lohneffekt der Delegation von Verantwortung und Entscheidung auf untere Hierarchieebenen nur noch für Personen mit hohem Qualifikationsniveau festgestellt werden.

Diese und die weiteren in diesem Abschnitt vorgestellten Ergebnisse bleiben erhalten, wenn zusätzlich eine Dummy-Variable aufgenommen wird, die anzeigt, ob in der Vergangenheit bereits Reorganisationsmaßnahmen durchgeführt wurden, und die zensierten Fälle ausgeschlossen werden.<sup>25</sup> Zu beachten ist, dass die bisher diskutierten Ergebnisse unbeobachtete Heterogenität vernachlässigen.

Die Spell-Fixed-Effects-Schätzungen zum Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung unter Verwendung imputierter Entgeltangaben, die in Tabelle 3.2 wiedergegeben sind, tragen diesem Erfordernis Rechnung.<sup>26</sup> Im Gegensatz zu den Ergebnissen der Regressionen mit gepoolten Daten findet sich nur ein positiv signifikanter Effekt der Reorganisation von Abteilungen oder Funktionsbereichen auf die Entlohnung hoch qualifizierter Beschäftigter (Spezifikation IV), der in seiner Größenordnung mit den bisherigen Untersuchungsergebnissen weitgehend übereinstimmt. Dieser Effekt ist zudem robust gegenüber der Berücksichtigung weiterer Reorganisationsmaßnahmen (Spezifikation VIII). Mit Ausnahme der Verbesserung der Qualitätssicherung, die sich positiv auf die Entlohnung gering Qualifizierter auswirkt, finden sich weitere schwach signifikante Effekte auf die Entlohnung der Fach-/Hochschulabsolventen (Spezifikation IV). Diese gehen von einer erhöhten Eigenfertigung/-leistung oder einem verstärkten Zukauf von Produkten und Dienstleistungen aus. Bei gleichzeitiger Berücksichtigung aller Reorganisationsmaßnahmen (Spezifikationen V-VIII) bleibt von diesen beiden Einflüssen jedoch nur der Effekt von vermehrtem Zukauf statistisch signifikant.<sup>27</sup>

Zusammenfassend kommt die nach Qualifikationsgruppen getrennte Analyse für Reorganisationsmaßnahmen zu folgender Beurteilung. Die Fixed-Effects-Schätzung

---

<sup>25</sup>Es könnte sein, dass ein Großteil der Betriebe, die im Beobachtungszeitraum Reorganisationsmaßnahmen durchgeführt haben, "Late Adopter" sind. Sofern diese unterdrückte Variable "Late Adopter" auch mit den Zielvariablen korreliert ist, hätten wir verzerrte Schätzer. Unsere Ergebnisse zu den Effekten der Reorganisationsmaßnahmen bleiben qualitativ erhalten, wenn eine Dummy-Variable in die Schätzung aufgenommen wird, die anzeigt, ob in der Vergangenheit bereits Reorganisationsmaßnahmen durchgeführt wurden. Die zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse durchgeführten Schätzungen unter Ausschluss von Beobachtungen mit zensierten Entgeltangaben sind ihres Umfangs wegen nicht ausgewiesen, können aber auf Anfrage zur Verfügung gestellt werden.

<sup>26</sup>Der Einfluss der Nationalität und des Wirtschaftszweigs ist hier wie auch sonst bei zeitinvarianten Regressoren im Fixed-Effects-Modell eliminiert.

<sup>27</sup>Der Ausschluss der zensierten Beobachtungen zeigt wiederum keine auffällig anderen Resultate. Erwähnt werden sollte, dass hier auch die Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- oder Ergebnisermittlung negative Lohneffekte für die Gruppe der Akademiker hervorbringt.

**Tabelle 3.2**  
 Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung unter Verwendung imputierter Entgeltangaben  
 (Fixed-Effects-Schätzungen, 1996-2004)

	Maßnahmen einzeln								Maßnahmen zusammen			
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	alle	gering	mittel	hoch
	alle	gering	mittel	hoch	alle	gering	mittel	hoch				
<i>Arbeitsstrukturveränderungen:</i>												
Verlagerung v. Verantwortung u. Entscheidungen nach unten	0,002	-0,005	0,003	-0,003	0,000	-0,008	0,001	-0,006	0,000	-0,008	0,001	-0,006
Einführung v. Gruppenarbeit/eigenverantwortliche Arbeitsgruppen	0,004	0,000	0,006	-0,007	0,003	0,002	0,004	-0,004	0,003	0,002	0,004	-0,004
Einrichtung v. Einheiten m. eigener Kosten- o. Ergebnisermittlung	-0,004	0,004	-0,008	-0,002	-0,005	0,002	0,008	-0,005	-0,005	0,002	0,008	-0,005
Reorganisation v. Abteilungen o. Funktionsbereichen	0,002	0,006	0,000	0,019***	0,002	0,005	0,001	0,019***	0,002	0,005	0,001	0,019***
<i>Produktionsstrukturveränderungen:</i>												
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	0,015	0,010	0,016	0,009*	0,014	0,008	0,015	0,007	0,014	0,008	0,015	0,007
Mehr Zukauf v. Produkten u. Leistungen	0,003	0,004	0,002	0,010*	0,002	0,002	0,001	0,008*	0,002	0,002	0,001	0,008*
Neugestaltung der Beschaffungs- u. Vertriebswege o. der Kundenbeziehungen	0,003	0,005	0,005	0,003	0,001	0,001	0,003	0,001	0,001	0,001	0,003	0,001
Verbesserung der Qualitätssicherung	0,003	0,009**	0,003	0,001	0,001	0,007*	0,001	-0,006	0,001	0,007*	0,001	-0,006
Bebachtungen	1139508	223676	791496	124336	1139508	223676	791496	124336	1139508	223676	791496	124336
Gruppen	301203	63962	204880	34844	301203	63962	204880	34844	301203	63962	204880	34844

\*) signifikant auf dem 10%-Niveau, \*\*) signifikant auf dem 5%-Niveau, \*\*\*) signifikant auf dem 1%-Niveau. Quelle: LIAB-BP-BLH 1996-2004; eigene Berechnungen.

bringt im Gegensatz zur gepoolten Schätzung kaum noch signifikante Wirkungen hervor. Bei letzterer werden offensichtlich verschiedene zeitinvariante oder zumindest über einen gewissen Zeitraum weitgehend unveränderte und unbeobachtete Einflüsse den Reorganisationsmaßnahmen zugeschrieben.<sup>28</sup> Die geschätzten Koeffizienten nach der Fixed-Effects-Methode weisen, absolut betrachtet, meist größere Werte aus als bei der gepoolten Schätzung.

Denkbar ist, dass das Management Gruppenarbeit überwiegend in Verbindung mit Gewinnbeteiligung einführt, da Gruppenarbeit allein kaum positive Produktivitätswirkungen hervorbringt. Wenn Gewinnbeteiligung, wie viele empirischen Untersuchungen zeigen, die Produktivität erhöht und daraus höhere Einkommen der Beschäftigten folgen, diese Maßnahme jedoch, obwohl sie längere Zeit beibehalten wird, nicht explizit im Modell erfasst wird, so führt eine gepoolte Schätzung zu einer Überschätzung der Lohnsteigerungen aufgrund der Einführung von Gruppenarbeit. Nicht beobachtbares Managementverhalten kann auch noch aus einer anderen Perspektive für die Unterschiede zwischen gepoolten und Fixed-Effects-Schätzungen verantwortlich sein. Angenommen, die Unternehmensführung entwickelt ein neues langfristiges Konzept und berücksichtigt dabei sowohl die interne Organisation des Unternehmens als auch die Dynamik der Absatzmärkte. Letzteres sei jedoch entscheidend für die Gewinnentwicklung, bleibe aber bei der empirischen Analyse unberücksichtigt, dann stellt die Koppelung zwischen Reorganisationsmaßnahmen und Absatzentwicklung, ökonometrisch betrachtet, einen zumindest mittelfristig zeitinvarianten unbeobachteten betriebsspezifischen Faktor dar. In diesem Fall tendieren gepoolte Ansätze zur Überschätzung der positiven Reorganisationseffekte, wenn Änderungen der Unternehmensstruktur durch günstige Absatzentwicklungen ausgelöst werden. Eine weitere Erklärung, warum die gepoolte Schätzung und die Fixed-Effects-Schätzung voneinander abweichen können, ist die folgende: Veränderte, über einen gewissen Zeitraum dann aber stabile Konsumentenpräferenzen weg von den standardisierten Produkten, tragen einerseits zum Übergang von der tayloristischen zur holistischen Arbeitsorganisation bei, die mit dem Abbau von Hierarchieebenen und der Verlagerung von Entscheidungsrechten als unbeobachtete, mittelfristig zeitinvariante Heterogenität auf Betriebsebene Berücksichtigung findet. Andererseits sind Konsumenten bereit, mehr für Produkte zu zahlen, die den individuellen Bedürfnissen entsprechen. Daraus können Gewinnsteigerungen und erhöhte Löhne aufgrund von Rent-Sharing folgen. Bleibt letzterer Punkt bei empirischen Analysen unbeachtet, so werden beobachtete Lohnsteigerungen den Reorganisationsmaßnahmen zugerechnet. Dies ist bei Fixed-Effects-Schätzungen nicht

---

<sup>28</sup>Es bleibt unbefriedigend, die Unterschiede in den gepoolten und den Fixed-Effects-Schätzungen nur allgemein mit zeitinvarianter unbeobachteter Heterogenität zu begründen. Unsere im Folgenden unternommenen Versuche, konkrete inhaltliche Interpretationen zu liefern, die nicht durch die vorgelegte empirische Analyse abgesichert sind, müssen spekulativ bleiben. Es ist späteren Untersuchungen vorbehalten, empirisch zu klären, wie tragfähig diese Hypothesen sind.

der Fall, da die höhere Zahlungsbereitschaft für die Produkte eines Unternehmens als unbeobachtete Heterogenität auf Betriebsebene Berücksichtigung findet.

Letztendlich ergeben sich bei der Fixed-Effects-Schätzung fast nur noch positiv signifikante Lohneffekte durch Reorganisation der Abteilungen und durch verstärkten Zukauf von Produkten bei hoch qualifizierten Beschäftigten. Damit verstärkt - wie der qualifikationsverzerrende technische Fortschritt - auch die betriebliche Umorganisation in einigen Bereichen die Einkommensungleichheit zwischen qualifizierten und unqualifizierten Beschäftigten. Es bestätigen sich somit für Deutschland die Analysen von Breshnahan/Brynjolfsson/Hitt (2002) und Autor/Levy/Murnane (2002) - vgl. Abschnitt 3.2 -, die die gleichgerichtete Entwicklung von Reorganisationsmaßnahmen und Investitionen in neue Technologien herausgearbeitet haben. Unsere Untersuchungen können keinen Einfluss von Reorganisationsmaßnahmen auf den Lohn der Beschäftigten mit geringer und mittlerer Qualifikation nachweisen. Von Ausnahmen abgesehen, ergeben sich keine negativen Auswirkungen durch die verschiedenen Maßnahmen für die einzelnen betrachteten Gruppen. Verknüpfen lassen sich diese Resultate mit denen, die auf Basis des IAB-Betriebspanels die Produktivitätswirkungen von Reorganisationsmaßnahmen herausgearbeitet haben (Hübler/Jirjahn, 2002, Tabelle 4). Danach führt neben dem verstärkten Zukauf von Produkten die Reorganisation der Abteilungen zu den stärksten positiven Produktivitätswirkungen. Dies lässt mindestens drei Interpretationen zu:

- Die durch die beiden Maßnahmen induzierten Produktivitätssteigerungen und die sich daraus ergebenden Ertragszuwächse fallen zumindest teilweise den hoch Qualifizierten aufgrund ihrer Verhandlungsmacht zu.
- Damit die Maßnahmen produktivitätssteigernd wirken, ist ein verstärkter Einsatz der hoch qualifizierten Arbeitskräfte erforderlich, der sich vor allem in einer verstärkten Kontrolltätigkeit äußert. Konsequenz ist, dass dieser Gruppe dann auch überwiegend zusätzliche Erträge zufallen.
- Die beiden Maßnahmen tragen zwar zur Produktivitätssteigerung und damit zur Lohnsteigerung der hoch Qualifizierten bei, bleiben aber ohne Einfluss bei den restlichen Beschäftigten.

Tabelle 3.3 enthält die Ergebnisse der gepoolten Lohnschätzungen, getrennt für die von Blossfeld/Hamerle/Mayer (1986) definierten Tätigkeitsgruppen, wobei alle Reorganisationsmaßnahmen gleichzeitig berücksichtigt wurden. Im Vergleich zu Tabelle 3.1 zeigt sich hier ein etwas anderes Bild. Während die nach der formalen Ausbildung getrennt durchgeführten Schätzungen mit imputierten Entgeltangaben durchgängig insignifikante Lohneffekte der Produktionsstrukturveränderungen hervorgebracht haben, ist das Ergebnis hier weniger eindeutig. Eine Verbesserung der Qualitätssicherung indiziert positive Lohneffekte bei den einfachen manuellen Berufen. Für die sogenannten "Professionen", zu denen freie Berufe<sup>29</sup> und hoch quali-

<sup>29</sup>Freie Berufe sind dadurch gekennzeichnet, dass sie nicht der Gewerbeordnung unterliegen und

**Tabelle 3.3**  
 Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung bei Verwendung imputierter Entgeltangaben und Berücksichtigung der Berufsklassifikation von Blossfeld/Hamerle/Mayer (1986) (gepoolte OLS-Schätzungen, 1996-2004)

	manuelle Berufe		Techniker,		Dienste		Semi-		kaufmännische Berufe und Verwaltungsberufe	
	einfach	qualifiziert	Ingenieure	einfach	qualifiziert	Professionen	Professionen	einfach	qualifiziert	Manager
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
<i>Arbeitsstrukturveränderungen:</i>										
Verlagerung v. Verantwortung u. Entscheidungen nach unten	0,016	0,006	0,021**	-0,013	-0,045*	-0,031**	0,023	-0,004	0,012	0,023***
Einführung v. Gruppenarbeit/eigenverantwortliche Arbeitsgruppen	0,020	0,020*	0,004	0,036**	0,0470	0,029	0,013	0,025	-0,006	-0,014*
Einrichtung v. Einheiten mit eigener Kosten- o. Ergebnisermittlung	-0,002	-0,019	-0,016**	-0,011	0,000	0,027**	0,008	0,000	-0,010	0,001
Reorganisation v. Abteilungen o. Funktionsbereichen	0,033***	0,023*	0,022**	0,046***	0,027	-0,006	-0,009	0,038**	0,023**	0,004
<i>Produktionsstrukturveränderungen:</i>										
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	0,011	0,021*	0,004	0,022	0,027	-0,022	0,045**	-0,051	-0,01	-0,024**
Mehr Zukauf v. Produkten und Leistungen	-0,010	0,007	0,001	-0,007	0,030	0,000	-0,010	-0,009	0,000	0,009
Neugestaltung der Beschaffungs- u. Vertriebswege o. der Kundenbeziehungen	-0,010	-0,003	-0,010	-0,007	-0,004	0,018	-0,001	0,025	0,001	0,009
Verbesserung der Qualitätssicherung	0,028**	0,010	0,006	-0,011	-0,057	-0,017	-0,032*	-0,010	0,005	0,008
Beobachtungen	370189	259625	183460	99572	19816	7399	7074	44841	122360	25172

\*) signifikant auf dem 10%-Niveau, \*\*) signifikant auf dem 5%-Niveau, \*\*\*) signifikant auf dem 1%-Niveau. Quelle: LAB-BP-BLH 1996-2004; eigene Berechnungen.

fizierte Dienstleistungsberufe zählen, werden dagegen schwach negativ signifikante Koeffizienten ausgewiesen. Positiv signifikant ist der Effekt auf die Entlohnung für diese Gruppe, wenn die Eigenleistung oder Eigenfertigung erhöht wird. Bei Managern weisen die Ergebnisse darauf hin, dass diese Maßnahme zu Lohnabschlägen führt. Die Reorganisation von Abteilungen zeigt im Gegensatz zu den Ergebnissen in Tabelle 3.1 keine durchgängig positiv signifikanten Effekte. Unterschiedliche Resultate zeigen sich für einzelne Tätigkeitsgruppen auch bei den restlichen Maßnahmen für Arbeitsstrukturveränderungen. So ist die Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen mit positiven Lohnwirkungen für die hoch qualifizierten Gruppen (Techniker, Ingenieure und Manager) verbunden.

Tabelle 3.4 enthält die Ergebnisse der Spell-Fixed-Effects-Schätzungen, getrennt nach den einzelnen Gruppen des Blossfeld-Schemas. Hier können negative Effekte einer Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen für die Semiprofessionen sowie für einfache und qualifizierte kaufmännische und Verwaltungsberufe festgestellt werden. Die Reorganisation von Abteilungen oder Funktionsbereichen sowie die Einführung von Gruppenarbeit führen zu positiven Lohnveränderungen im Tätigkeitsfeld der einfachen Dienste. Eine erhöhte Eigenleistung oder Eigenfertigung beeinflusst die Lohnentwicklung fast ausschließlich im Dienstleistungssektor positiv. Signifikante Koeffizienten finden sich bei den einfachen Diensten, den qualifizierten Diensten, den einfachen kaufmännischen und Verwaltungsberufen sowie bei der Gruppe der Manager. Eine Verbesserung der Qualitätssicherung führt zudem bei den qualifizierten Diensten, den Professionen und den einfachen kaufmännischen und Verwaltungsberufen zu einer positiven Lohnentwicklung.<sup>30</sup>

Der Vergleich der Tabellen 3.3 und 3.4 fällt weniger klar aus als der zwischen Tabelle 3.1 und 3.2. Jedoch gilt auch hier, dass die geschätzten Koeffizienten bei den Fixed-Effects-Schätzungen, absolut gesehen, niedriger ausfallen als beim gepoolten Ansatz.

---

gemäß § 18 Einkommensteuergesetz bzw. § 1 Partnerschaftsgesellschaftsgesetz selbstständig ausgeübte wissenschaftliche, künstlerische, schriftstellerische, unterrichtende oder erzieherische oder (sehr) ähnlich gelagerte Tätigkeiten betreffen.

<sup>30</sup>Der Ausschluss der zensierten Beobachtungen führt auch hier zu vergleichbaren Resultaten.

**Tabelle 3.4**  
Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung unter Verwendung imputierter Entgeltangaben und Berücksichtigung der Berufsklassifikation von Blossfeld/Hamerle/Mayer (1986) (Fixed-Effects-Schätzungen, 1996-2004)

	manuelle Berufe		Techniker,		Dienste		Semi-		kaufmännische Berufe und Verwaltungsberufe	
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
<i>Arbeitsstrukturveränderungen:</i>										
Verlagerung v. Verantwortung u. Entscheidungen nach unten	0,007	0,003	-0,004	-0,009	0,010	-0,031**	-0,008	-0,009*	-0,007**	0,007
Einführung v. Gruppenarbeit/eigenverantwortliche Arbeitsgruppen	0,000	0,001	0,002	0,012**	-0,015	0,004	-0,003	0,004	-0,003	-0,012
Einrichtung v. Einheiten mit eigener Kosten- o. Ergebnisermittlung	0,000	-0,014*	-0,002	-0,005	-0,003	-0,003	0,010	0,002	0,000	0,013
Reorganisation v. Abteilungen o. Funktionsbereichen	-0,007	0,004	0,005	0,023***	-0,005	-0,011	-0,006	-0,004	0,005	0,003
<i>Produktionsstrukturveränderungen:</i>										
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	0,000	0,007	0,007	0,056***	0,041**	-0,003	0,015	0,023**	0,004	0,022**
Mehr Zukauf v. Produkten und Leistungen	0,003	0,004	0,003	-0,007	-0,015	0,001	0,007	0,000	0,003	0,015**
Neugestaltung der Beschaffungs- u. Vertriebswege o. der Kundenbeziehungen	-0,002	0,001	0,002	0,005	0,007	0,009	0,004	-0,004	0,002	-0,010
Verbesserung der Qualitätssicherungen	0,005	0,002	-0,002	0,003	0,037**	-0,001	0,031**	0,012**	0,003	-0,001
Beobachtungen	370189	259625	183460	99572	19816	7399	7074	44841	122360	25172
Gruppen	105841	66954	50517	28685	4793	3239	2607	14618	37481	7899

\*) signifikant auf dem 10%-Niveau, \*\*) signifikant auf dem 5%-Niveau, \*\*\*) signifikant auf dem 1%-Niveau. Quelle: LAB-BP-BLH 1996-2004; eigene Berechnungen.



### 3.4.2 Schätzungen zum externen Arbeitsplatzwechsel

In Tabelle 3.5 finden sich die Ergebnisse der Logit-Schätzungen zum Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Beschäftigungsstabilität, die über die Austrittswahrscheinlichkeit eines Beschäftigten aus dem jeweiligen Betrieb abgebildet wird. Wie auch bei den Lohnschätzungen in den Tabellen 3.1 und 3.2 werden in den Spalten I bis IV die ermittelten Koeffizienten der jeweils einzeln in die Schätzungen aufgenommenen Reorganisationsvariablen wiedergegeben. In den Spalten V bis VIII sind alle acht Reorganisationsmaßnahmen zusammen im Modell enthalten. Die Menge der erklärenden Variablen umfasst neben den Determinanten der Lohngleichung die imputierten Werte für den Lohn und die Anzahl der bisher beobachtbaren Betriebsaustritte.<sup>31</sup> Die Einführung von Gruppenarbeit ist mit einer Stabilisierung der Beschäftigungsverhältnisse verbunden (Spezifikationen I und V). Die Austrittswahrscheinlichkeit fällt geringer aus. Dieses Ergebnis trifft überwiegend auf die mittlere Qualifikationsgruppe zu, also auf diejenigen, für die bei dieser Maßnahme auch positive Lohneffekte zu beobachten sind (vgl. Tabelle 3.1). Durch Gruppenarbeit wird Solidarität innerhalb der Gruppe erzeugt, Eigeninteressen treten zurück. Die Identifizierung mit der Gruppe fällt stärker aus als mit dem Gesamtunternehmen. Das gilt insbesondere bei Großbetrieben. Für die Entscheidung, den Betrieb zu verlassen, sind dann höhere Hürden aufgebaut. Der Einzelne möchte den Kollegen nicht im Stich lassen. Zudem motiviert vermehrte Eigen- oder Gruppenverantwortung, im Unternehmen zu verbleiben.

Für gering qualifizierte Beschäftigte ist nur eine schwache Signifikanz zu beobachten, die aber nicht bestehen bleibt, wenn gleichzeitig weitere Reorganisationsmaßnahmen erfasst werden. Zu berücksichtigen ist, dass Gruppen überwiegend homogen aus Personen mit mittlerem Qualifikationsniveau zusammengesetzt werden. Gering Qualifizierte sind, soweit sie doch zu einer solchen Gruppe gehören, eher Randmitglieder, für die das Gruppenzugehörigkeitsgefühl weniger ausgeprägt ist.

Bei den hoch Qualifizierten zeigt sich ein gegenteiliges Bild. Hier kann ein auf dem 5%-Niveau negativ signifikanter Effekt auf die Austrittswahrscheinlichkeit nur dann beobachtet werden, wenn auch weitere Reorganisationsmaßnahmen in die Schätzungen einbezogen werden. Bei der Einrichtung von Einheiten mit eigener Ergebnis- und/oder Kostenermittlung nimmt die Austrittswahrscheinlichkeit für Beschäftigte der obersten Qualifikationsgruppe zu, so dass diese Maßnahme eher destabilisierend auf diese Beschäftigten wirkt. Theoretisch sind zwei gegenläufige Effekte zu erwarten. Einerseits werden besonders hoch qualifizierte Beschäftigte benötigt, wenn die Kostenverantwortung selbst zu tragen ist und gut ausgebildete Arbeitskräfte werden dies im Allgemeinen auch gern tun, da die gestiegene Verantwortung eine neue Herausforderung für sie darstellt. Andererseits werden sie sich aus Teams zurückziehen, wenn die Produktivität der anderen Teammitglieder deutlich niedriger ausfällt und

<sup>31</sup>Die Ergebnisse bezüglich der Kontrollvariablen der Spezifikation V in Tabelle 3.5 finden sich in der dritten Spalte der Tabelle B.2 im Anhang.

**Tabella 3.5**  
Einfluss von Reorganisationsmaßnahmen auf die Beschäftigungsstabilität unter Verwendung imputierter Entgeltangaben  
(gepoolte Logit-ML-Schätzungen, 1996-2004)

	Maßnahmen einzeln				Maßnahmen zusammen			
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
	alle	gering	mittel	hoch	alle	gering	mittel	hoch
<i>Arbeitsstrukturveränderungen:</i>								
Verlagerung v. Verantwortung u. Entscheidungen nach unten	-0,038	-0,240	-0,016	0,072	0,019	-0,219	0,042	0,086
Einführung v. Gruppenarbeit/eigenverantwortliche Arbeitsgruppen	-0,469***	-0,515*	-0,511***	-0,252	-0,465***	-0,443	-0,506***	-0,328**
Einrichtung v. Einheiten m. eigener Kosten- o. Ergebnismittlung	0,146	0,097	0,122	0,271**	0,18	0,129	0,139	0,371***
Reorganisation v. Abteilungen o. Funktionsbereichen	0,221	0,300	0,264*	0,024	0,257	0,495	0,288	-0,015
<i>Produktionsstrukturveränderungen:</i>								
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	0,351*	-0,158	0,430***	0,570**	0,438**	-0,022	0,510***	0,644**
Mehr Zukauf v. Produkten u. Leistungen	-0,270**	-0,420	-0,194	-0,369***	-0,306**	-0,464	-0,224*	-0,406***
Neugestaltung der Beschaffungs- u. Vertriebswege o. der Kundenbeziehungen	0,006	-0,031	0,017	-0,064	0,031	0,061	0,030	-0,032
Verbesserung der Qualitätssicherung	-0,199	-0,336	-0,201	-0,033	-0,274*	-0,368	-0,312**	-0,09
Beobachtungen	1036784	197790	724834	111864	1036784	197790	724834	111864

\*) signifikant auf dem 10%-Niveau, \*\*) signifikant auf dem 5%-Niveau, \*\*\*) signifikant auf dem 1%-Niveau. Quelle: LAB-BP-BLH 1996-2004; eigene Berechnungen.

die Ergebniszurechnung des einzelnen Teammitgliedes nach der durchschnittlichen Produktivität erfolgt.

Bei den Produktionsstrukturveränderungen ist zu erkennen, dass eine erhöhte Eigenfertigung/-leistung mit einer signifikant erhöhten Austrittswahrscheinlichkeit der mittleren und höchsten Qualifikationsgruppe einhergeht. Demgegenüber steht ein erhöhter Bezug von Produkten und/oder Dienstleistungen mit einer Stabilisierung der Beschäftigungsverhältnisse hoch qualifizierter Arbeitskräfte in Zusammenhang. Eine Erklärung hierfür kann darin zu sehen sein, dass ein erhöhter externer Ressourcenbezug mit Überwachungs- bzw. Kontrollaufgaben verbunden ist, die offenbar von hoch qualifizierten Arbeitnehmern wahrgenommen werden. Damit lassen sich auch die destabilisierenden Effekte einer erhöhten Eigenproduktion erklären. Eine Verbesserung der Qualitätssicherung mindert die Austritte von Beschäftigten mit abgeschlossener Berufsausbildung. Der Ausschluss zensierter Beobachtungen und die damit verbundene Verwendung der ursprünglichen Entgeltangaben führen hier und im Folgenden zu vergleichbaren Ergebnissen. Dies spricht wie bei den Einkommensschätzungen gegen eine Verzerrung der Ergebnisse, wenn imputierte Einkommen statt beobachteten Einkommen als Determinanten, den Betrieb zu verlassen, verwendet werden.<sup>32</sup> Interessant ist, dass die Verlagerung von Verantwortung nach unten keinen Einfluss hat. A priori könnte man vermuten, dass Wirkungen ähnlich wie bei der Einführung von Gruppenarbeit auftreten. Hier fehlt aber das stützende Element der Gruppe. Im unteren Qualifikationsbereich spielt Entscheidungskompetenz offensichtlich keine Rolle für Mobilitätsentscheidungen. Hier dürften monetäre Aspekte und Risiken, den Arbeitsplatz zu verlieren, weitaus wichtiger sein. Wie in Abschnitt 3.2 bereits diskutiert, sollten im Sinne von Ichniowski/Shaw (2003) begleitend Maßnahmen ergriffen werden, die dazu führen, dass sich Mitarbeiter tatsächlich aktiv an Entscheidungsprozessen beteiligen und die dafür notwendigen Fähigkeiten entwickeln. Demgegenüber sind bei hoch qualifizierten Beförderungschancen, Verantwortung und Entscheidungsgewalt neben dem Gehalt zentrale Kriterien bei der Frage, im Betrieb zu bleiben oder zu wechseln. Durch Entscheidungsverlagerung nach unten, verbunden mit einem Verlust an Entscheidungsgewalt bei Personen auf höheren Hierarchieebenen, sollte demnach eine erhöhte Jobmobilität der hoch Qualifizierten folgen. Von der Richtung wird diese Vermutung zwar durch die Schätzungen bestätigt. Die statistische Absicherung ist jedoch nur gering.

Die Analyse zum Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen, getrennt für die einzelnen Berufsgruppen nach Blossfeld/Hamerle/Mayer (1986), zeigt, wie aus Tabelle 3.6 zu entnehmen ist, einen beschäftigungsstabilisierenden Effekt der Einführung von Gruppenarbeit für die meisten Berufsgruppen. Jedoch wird hier er-

---

<sup>32</sup>Die zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse durchgeführten Schätzungen unter Ausschluss von Beobachtungen mit zensierten Entgeltangaben sind ihres Umfangs wegen nicht ausgewiesen, können aber auf Anfrage zur Verfügung gestellt werden.

**Tabelle 3.6**  
 Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Beschäftigungsstabilität unter Verwendung imputierter Entgeltangaben und Berücksichtigung der Berufsklassifikation von Blossfeld/Hamerle/Mayer (1986) (gepoolte Logit-ML-Schätzungen, 1996-2004)

	manuelle Berufe		Techniker,		Dienste		Semi-		kaufmännische Berufe und Verwaltungsberufe	
	einfach	qualifiziert	einfach	qualifiziert	einfach	qualifiziert	einfach	qualifiziert	einfach	qualifiziert
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
<i>Arbeitsstrukturveränderungen:</i>										
Verlagerung v. Verantwortung u. Entscheidungen nach unten	-0,113	-0,040	0,049	0,150	-0,555	0,842	0,435	-0,290	0,235	-0,298
Einführung v. Gruppenarbeit/eigenverantwortliche Arbeitsgruppen	-0,580***	-0,450**	-0,378**	-0,341	-0,886	-1,055	-0,234	0,014	-0,384**	0,222
Einrichtung v. Einheiten mit eigener Kosten- o. Ergebnisermittlung	0,171	0,191	0,413**	-0,319	-1,385*	-1,369	0,120	0,357	0,145	0,067
Reorganisation v. Abteilungen o. Funktionsbereichen	0,364	0,323	0,226	0,276	1,921***	-2,722***	-0,440	0,732**	-0,037	0,187
<i>Produktionsstrukturveränderungen:</i>										
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	0,024	0,438**	0,866***	0,427	0,671	2,86	0,191	0,206	0,302	0,577**
Mehr Zukauf v. Produkten und Leistungen	-0,471	-0,238	-0,487***	-0,222	1,531**	-0,080	-0,484	-0,205	-0,044	-0,155
Neugestaltung der Beschaffungs- u. Vertriebswege o. der Kundenbeziehungen	0,301	-0,032	-0,154	-0,083	-1,325	1,051**	-0,022	0,009	0,010	-0,218
Verbesserung der Qualitätssicherung	-0,458	0,009	-0,373*	0,002	-1,347	1,740***	0,750*	-0,917**	-0,369**	0,105
Beobachtungen	334137	237474	168631	88716	12749	5882	5911	38285	110279	20641

*\*) signifikant auf dem 10%-Niveau, \*\*) signifikant auf dem 5%-Niveau, \*\*\*) signifikant auf dem 1%-Niveau. Quelle: IAB-BP-BLH 1996-2004; eigene Berechnungen.*

kennbar, dass diese vornehmlich in der Produktion vorzufinden sind (Berufsgruppen I bis III). Im Dienstleistungsbereich zeigt sich dieses Ergebnis nur bei den qualifizierten kaufmännischen und Verwaltungsberufen. Nicht erstaunlich ist, dass dies für die Manager nicht zutrifft. Sie verlieren an Entscheidungsbefugnissen, ein Merkmal, das gerade für Manager von großer Bedeutung ist.

Bei der Reorganisation von Abteilungen oder Funktionsbereichen zeigen sich bei den Dienstleistungen ebenfalls unterschiedliche Wirkungszusammenhänge. So ist in Betrieben, die diese Maßnahme ergreifen, die Austrittswahrscheinlichkeit von Beschäftigten, die den Gruppen der qualifizierten Dienste und den einfachen kaufmännischen und Verwaltungsberufen zuzuordnen sind, relativ höher. Ein gegenteiliger Effekt findet sich hier für die Gruppe der Semiprofessionen. Da letztere sich durch den verstärkten Einsatz wissenschaftlicher Methoden auszeichnen, kann hierin auch ein Hinweis auf eine nicht qualifikationsneutrale Beschäftigungswirkung innerhalb der Dienstleistungsberufe gesehen werden. Eine erhöhte Eigenfertigung oder Eigenleistung destabilisiert auch die Beschäftigungsverhältnisse innerhalb der Tätigkeitsgruppen der qualifizierten manuellen Berufe und Manager. Dieses Ergebnis steht in Einklang mit den in Tabelle 3.5 ausgewiesenen Ergebnissen. Hinsichtlich der Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege oder der Kundenbeziehungen zeigen sich signifikante Effekte, die die Austrittswahrscheinlichkeit bei den Semiprofessionen erhöhen.

Spalte I der Tabelle 3.7 enthält die Ergebnisse der Spell-Fixed-Effects-Logit-Schätzungen. Zu beachten ist dabei, dass mit Anwendung dieses Verfahrens Beobachtungen verloren gehen, bei denen während eines Beschäftigungsverhältnisses die abhängige Variable keine Variation aufweist. Die Stichprobe für die Fixed-Effects-Logit-Schätzung ist daher bedeutend kleiner als die Stichprobe der gepoolten Schätzung. Bei einer Aufspaltung nach Qualifikations- und Berufsgruppen konvergierte die Maximum-Likelihood-Schätzung in vielen Fällen nicht. Daher wurde auf den Ausweis der Fixed-Effects-Schätzungen, getrennt nach Untergruppen, ganz verzichtet. Zum Vergleich der Fixed-Effects-Schätzung mit der gepoolten Schätzung wird in Spalte II der Tabelle 3.7 eine gepoolte Schätzung, basierend auf derselben Stichprobe, welche für die Fixed-Effects-Schätzung genutzt wurde, ausgewiesen. Um einen direkten Vergleich der Stichproben vornehmen zu können, werden in Spalte III der Tabelle 3.7 nochmals die Ergebnisse der gepoolten Schätzung für die Gesamtstichprobe aus Spalte V der Tabelle 3.5 wiedergegeben.<sup>33</sup>

Die Schätzungen des konditionalen Logit-Modells (Spalte I) ergeben auf dem 10%-Niveau signifikante Koeffizienten für die Verlagerung von Verantwortung, der Einführung von Gruppenarbeit und der Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- bzw. Ergebnisermittlung. Alle anderen Reorganisationsmaßnahmen weisen keine signifikanten Effekte auf. Der sich auch in den Tabelle 3.5 und 3.6 zei-

<sup>33</sup>Die Effekte der Kontrollvariablen für die Mobilitätsschätzungen der Tabelle 3.7 sind in den letzten drei Spalten der Tabelle B.2 im Anhang wiedergegeben.

**Tabelle 3.7**

Einfluss von Reorganisationsmaßnahmen auf die Beschäftigungsstabilität unter Verwendung imputierter Entgeltangaben (Logit-ML-Schätzungen, 1996-2004)

	Maßnahmen zusammen		
	I	II	III
	Fixed-Effects	gepoolt	gepoolt
<i>Arbeitsstrukturveränderungen:</i>			
Verlagerung v. Verantwortung und Entscheidungen nach unten	0,747*	0,347***	0,019
Einführung v. Gruppenarbeit/eigenverantwortliche Arbeitsgruppen	-0,803*	-0,157	-0,465***
Einrichtung v. Einheiten mit eigener Kosten- o. Ergebnisermittlung	0,627*	0,212*	0,18
Reorganisation v. Abteilungen o. Funktionsbereichen	-0,245	-0,055	0,257
<i>Produktionsstrukturveränderungen:</i>			
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung	0,706	0,038	0,438**
Mehr Zukauf v. Produkten u. Leistungen	0,242	0,243	-0,306**
Neugestaltung der Beschaffungs- u. Vertriebswege bzw. der Kundenbeziehungen	0,282	-0,228**	0,031
Verbesserung der Qualitätssicherung	0,086	-0,403**	-0,274*
Beobachtungen	5643	5643	1036784
Gruppen	1525		

\*) signifikant auf dem 10%-Niveau, \*\*) signifikant auf dem 5%-Niveau, \*\*\*) signifikant auf dem 1%-Niveau. In Spalte III sind zum Vergleich die Ergebnisse aus Spalte V der Tabelle 3.5 wiederholt. Quelle: LIAB-BP-BLH 1996-2004; eigene Berechnungen.

gende stabilisierende Effekt der Einführung von Gruppenarbeit ist also auch hier festzustellen, wenngleich dieser in der zum direkten Vergleich heranzuziehenden gepoolten Logit-Schätzung (Spalte II) nicht signifikant ist. Die beiden in den Fixed-Effects-Schätzungen zu findenden, wenn auch nur schwach positiven Effekte auf die Austrittswahrscheinlichkeit einer Verlagerung von Entscheidungskompetenzen und der Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- oder Ergebnisermittlung zeigen sich auch in dem korrespondierenden gepoolten Logit-Modell. Auf Basis der Gesamtstichprobe gehen von einer erhöhten Eigenfertigung- oder Eigenleistung positive Effekte auf die Austrittswahrscheinlichkeit aus. Umgekehrt nimmt die Beschäftigungsstabilität durch verstärkten Zukauf von Produkten und Leistungen zu. Diese Beobachtungen können jedoch nicht bei der Fixed-Effects-Schätzung und der vergleichenden Logit-Schätzung gemacht werden. Die deutliche Reduktion der Fallzahlen könnte hierfür verantwortlich sein. Verbesserungen in der Qualitätssicherung weisen bei beiden gepoolten Logit-Modellen einen negativen Effekt auf die Austrittswahrscheinlichkeit aus. Dieser zeigt sich nicht mehr in der Fixed-Effects-Schätzung, in der zeitinvariante unbeobachtbare Betriebs- und Personeneffekte berücksichtigt werden. Dies bedeutet, verbesserte Qualitätssicherung ruft

keine direkten Mobilitätseffekte hervor. Naheliegend ist jedoch, dass indirekt im Zuge der Qualitätssicherung die Arbeitsplatzsicherheit zunimmt, da die Produkte für den Nachfrager auch langfristig interessant bleiben. Ist dies eine über einen längeren Zeitraum unveränderliche Beziehung, dann ermittelt die gepoolte Schätzung zwar einen beschäftigungsstabilisierenden Effekt. Beim Fixed-Effects-Ansatz geht jedoch die indirekte Wirkung, die als Betriebseffekt erfasst wird, nicht in den Koeffizienten ein, der den direkten Einfluss der Qualitätssicherung auf die Mobilität zum Ausdruck bringen soll.

Insgesamt wird aus den Schätzergebnissen klar, dass besonders die Einführung von Gruppenarbeit mit einer reduzierten Austrittswahrscheinlichkeit in Zusammenhang steht. Die gepoolten Schätzungen machen zudem deutlich, dass für einzelne Berufs- bzw. Qualifikationsgruppen unterschiedlich gerichtete Zusammenhänge zwischen der Einführung betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen und der Austrittswahrscheinlichkeit bestehen. Weiterhin zeigt sich bei der Reorganisation von Abteilungen, dass diese Maßnahme mit entgegen gesetzten Effekten auf die Beschäftigungsstabilität verschiedener Berufsgruppen im Dienstleistungssektor verbunden ist. Diese Ergebnisse bezüglich der Einführung von Gruppenarbeit und der Reorganisation von Abteilungen finden sich in ähnlicher Form auch bei Bellmann/Pahnke (2006, Tabellen 4 bis 6), die mit einer vergleichbaren Datenbasis die Auswirkungen organisatorischer Veränderungen auf die betriebliche Arbeitsnachfrage untersuchen.

Da bei den Mobilitätsschätzungen der Lohn als eigenständiger Regressor Eingang gefunden hat, sind die Effekte der Reorganisationsmaßnahmen als direkte Effekte auf die Beschäftigungsmobilität zu interpretieren. Von Interesse ist jedoch auch eine Abschätzung, inwiefern Reorganisationsmaßnahmen indirekt über den Lohn einen Effekt auf die Beschäftigungsmobilität ausüben. Ein über den Lohn laufender beschäftigungsstabilisierender Effekt von Reorganisationsmaßnahme wäre dadurch zu erklären, dass Reorganisationsmaßnahmen häufig durch die Einführung von Effizienzlöhnen flankiert werden, deren Ziel es ist, die Fluktuation zu senken. Zur Überprüfung solcher indirekter Effekte wurden die Schätzungen zur Bestimmung der Austrittswahrscheinlichkeit wiederholt, der Lohn jedoch vorher um den Einfluss der Reorganisationsmaßnahmen bereinigt.<sup>34</sup> In diesen Schätzungen setzen sich die Effekte der Reorganisationsmaßnahmen auf die Beschäftigungsmobilität aus direkten und indirekten Wirkungen zusammen. Wenn die indirekten Effekte über den Lohn stark ins Gewicht fallen, ist zu erwarten, dass die Koeffizienten der Reorganisationsvariablen unter Nutzung der bereinigten Lohnvariablen deutlich von den Schätzungen abweichen, bei denen der beobachtete Lohn Eingang findet. Die Unterschiede sind jedoch sehr gering. Somit fällt die indirekte Wirkung der

<sup>34</sup>Beschreibt  $r_{ijkt}$  die Einführung der Reorganisationsmaßnahme  $k$  und  $\hat{\kappa}_k$  den in der entsprechenden Lohnschätzung ermittelten Koeffizienten dieser Maßnahme, so ergibt sich der geschätzte Gesamteffekt  $\hat{\Omega}$  aller  $K$  Reorganisationsmaßnahmen aus  $\hat{\Omega}_{ijt} = \sum_{k=1}^K \hat{\kappa}_k r_{ijkt}$  und der um Reorganisationsmaßnahmen bereinigte Lohn als  $w_{ijt}^* = w_{ijt} - \hat{\Omega}_{ijt}$ .

Reorganisationsmaßnahmen auf die Austrittswahrscheinlichkeit der Beschäftigten über deren Lohn gegenüber den direkten Effekten wenig ins Gewicht.<sup>35</sup> Damit finden sich keine Hinweise darauf, dass Reorganisationsmaßnahmen mit gestiegenen Löhnen einhergehen, die die Fluktuation der Beschäftigten senken.

### 3.5 Zusammenfassung

Die sich im Vergleich zu besser qualifizierten Erwerbspersonen während der letzten drei Jahrzehnte nicht nur in Deutschland verschlechternde Beschäftigungssituation der Un- und Angelernten hat eine breite wissenschaftliche Diskussion um mögliche Ursachen für diese Entwicklung ausgelöst. Neben einigen weiteren Erklärungsansätzen nehmen dabei die Auswirkungen technischer und organisatorischer Veränderungen eine zentrale Rolle ein. Während eine Reihe von Studien nahe legt, dass sowohl technische als auch organisatorische Veränderungen zu adversen Beschäftigungseffekten für Un- und Angelernte aufgrund von Freisetzungen durch die Unternehmen führen, finden sich bisher kaum Untersuchungen zu den Auswirkungen dieser Reorganisationsprozesse auf die Entlohnung und auf die externe Jobmobilität. Dabei ist die Klärung dieser Frage von weiterer Bedeutung, insbesondere auch für die Beschäftigungssituation Un- und Angelernter. So können auf der einen Seite in Folge betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen steigende Löhne und damit auf betrieblicher Ebene insgesamt steigende Kosten für den Faktor Arbeit weitere Einstellungen erschweren, aber auch das Kündigungsverhalten der Beschäftigten beeinflussen. Auf der anderen Seite sind mit Blick auf die geführte Diskussion um die Produktivitätswirkungen und den sogenannten "skill bias" dieser Maßnahmen auch Lohnabschläge für gering qualifizierte Arbeitnehmer denkbar, da diese nicht unmittelbar mit den Produktivitätszuwachsen in Verbindung stehen müssen. Solche Lohneffekte könnten dann die "ungleiche" Beschäftigungssituation von Erwerbspersonen unterschiedlicher Qualifikation weiter verstärken. Sowohl aus theoretischer als auch empirischer Sicht ist der Nettoeffekt nicht eindeutig. Lohnwirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen sind in beide Richtungen möglich.

Vor diesem Hintergrund werden in der vorliegenden Arbeit die beiden Diskussionsstränge um die Beschäftigungs- und Lohnwirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen aufgegriffen. Auf Basis verknüpfter Personen- und Betriebsdaten des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung Nürnberg werden die Auswirkungen verschiedener betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf das individuelle Lohnniveau und die externe Jobmobilität bestimmt. Die Untersuchungen auf der Ebene der Beschäftigten erlaubt eine bessere Einbeziehung individueller Merkmale. Zudem ist es möglich, die Beschäftigten nicht nur hinsichtlich ihres formalen Bildungsniveaus zu unterscheiden, sondern auch die Auswirkungen organisatorischer

---

<sup>35</sup>Die Ergebnisse dieser Schätzungen sind ihres Umfangs wegen nicht ausgewiesen, können aber auf Anfrage zur Verfügung gestellt werden.



Veränderungen auf die Entlohnung und Beschäftigung von Erwerbstätigen einzelner Tätigkeits- und Berufsgruppen zu analysieren. Diese Vorgehensweise offenbart im Ergebnis ein differenziertes Bild der Lohn- und Beschäftigungswirkungen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen.

Positive Lohneffekte auf Grund spezieller Reorganisationsmaßnahmen lassen sich immer nur bei einzelnen Beschäftigtengruppen mit unterschiedlicher Qualifikation feststellen. Die Fixed-Effects-Schätzungen zeigen dies für

- die Reorganisation von Abteilungen bei hoch Qualifizierten und bei der Berufsgruppe der einfachen Dienste,
- den vermehrten Zukauf von Produkten und Leistungen bei hoch Qualifizierten und Managern,
- die Verbesserung der Qualitätssicherung bei gering Qualifizierten und in den Berufsbereichen der qualifizierten Dienste und der einfachen kaufmännischen Verwaltungsberufe,
- die Einführung von Gruppenarbeit bei der Berufsgruppe der einfachen Dienste,
- die vermehrte Eigenfertigung oder Eigenleistung bei den einfachen und qualifizierten Diensten, den Professionen und den einfachen kaufmännischen Verwaltungsberufen sowie den Managern.

Negative Lohneffekte erbringen die Fixed-Effects-Schätzungen auf Grund

- der Verlagerung von Entscheidungen nach unten bei Semiprofessionen und in den kaufmännischen Verwaltungsberufen,
- der Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- und Ergebnisermittlung bei qualifizierten manuellen Berufen.

Nach Berufsgruppen gegliedert sind Lohneffekte ausgesprochen heterogen. Selbst für den Bereich niedriger Qualifikation erbringen einige Maßnahmen positive Lohn-effekte. Häufiger treten diese jedoch bei Managern und hoch qualifizierten Arbeitskräften auf. Nur selten lassen sich für diese beiden Gruppen negative Wirkungen feststellen. Dies spricht insgesamt betrachtet für einen nicht qualifikationsneutralen organisatorischen Wandel zugunsten hoch qualifizierter Erwerbspersonen. Außerdem lässt sich aus den Fixed-Effects-Schätzungen folgern, dass Reorganisationsmaßnahmen generell eher positive als zu negative Lohneffekte induzieren. Dies wird auch durch die gepoolten Schätzungen bestätigt.

Die empirische Analyse zur Beschäftigungsstabilität, bei der, bedingt durch die reduzierten Gruppengrößen und Konvergenzprobleme, Fixed-Effects-Schätzungen nicht nach Berufs- und Qualifikationsgruppen disaggregiert durchgeführt werden, zeigt ebenfalls kein einheitliches Bild. Zentrales Ergebnis ist hier, dass

- Gruppenarbeit die Beschäftigungsverhältnisse stabilisiert;
- Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen nach unten sowie die

Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- oder Ergebnisermittlung destabilisiert.

Um trotz allem einen Eindruck von den spezifischen Gruppenwirkungen zu bekommen, lassen sich die Ergebnisse der gepoolten Schätzungen heranziehen. Dabei zeigt sich, dass der stabilisierende Effekt der Gruppenarbeit vor allem auf Beschäftigte mit mittlerem oder hohem Ausbildungsstand zutrifft. Dies spricht auch hier für die Hypothese des nicht qualifikationsneutralen organisatorischen Wandels. Der Vergleich einzelner Berufsgruppen macht deutlich, dass sich die beschäftigungsstabilisierende Wirkung der Gruppenarbeit eher auf den Bereich der Produktion erstreckt.

Der destabilisierende Effekt der Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- / Ergebnisermittlung bezieht sich den gepoolten Schätzungen zufolge auf die Gruppe der hoch Qualifizierten, der Techniker und Ingenieure. Diese intuitiv nicht unbedingt erwartete Wirkung lässt sich möglicherweise so erklären, dass hoch qualifizierte Arbeitskräfte in Folge der Reorganisationsmaßnahmen freiwillig den Betrieb wechseln, da sie in einem heterogenen Team mit verschiedenen Qualifikationsgruppen die Erträge Ihrer Produktivität mit anderen Mitgliedern der Einheit teilen müssen.

Die gepoolten Schätzungen zeigen weiterhin, dass Reorganisationsmaßnahmen meist entweder nur die Löhne oder nur die Beschäftigungsmobilität beeinflussen, aber selten in beide Richtungen gleichzeitig wirken. Der Fall, dass sie nur auf die Beschäftigungsmobilität Einfluss nehmen, wird häufiger beobachtet als der Fall, dass sie allein die Löhne tangiert werden. Und zwar geht die Tendenz mehr in Richtung Stabilisierung als in Richtung Destabilisierung bei der Beschäftigung. Dies kann als ein Anzeichen für die Existenz von Lohnrigiditäten gewertet werden und steht im Einklang mit dem Ergebnis von Cornelißen/Hübler (2008), dass Lohnrigiditäten mit einer Reduktion externer Jobmobilität einhergehen.

Der indirekte Effekt von Reorganisationsmaßnahmen über die Löhne auf die Beschäftigungsmobilität ist den Ergebnissen zufolge gering. Somit findet sich kein Hinweis darauf, dass Reorganisationsmaßnahmen über eine Erhöhung der Löhne zur Senkung der Fluktuation der Beschäftigten beitragen.

## 4 Employment Effects of Works Councils and Organizational Change

### 4.1 Introduction

Several British studies confirm a negative association between employment growth and unionism (e.g. Blanchflower et. al. (1991); Fernie/Metcalf (1995) or Addison/Belfield (2001)). The same counts for studies for Australia (Wooden/Hawke, 2001), the US (Leonard, 1992; Long, 1993) and Canada (Walsworth, 2010). While Machin/Wadhvani (1991) observe reduced employment growth only in unionized plants that had experienced organizational changes, Booth/McCulloch (1999) report that the negative union effect is robust to the inclusion of an organizational change variable. Including a measure for technological and organizational changes Blanchflower/Burgess (1996) also identify a negative effect of unions on employment growth in establishments with at least 25 employees.

With respect to Germany, Jirjahn (2010a) provides a recent summary of the literature which reveals also mixed results. In detail, the studies of Gold (1999) and Addison/Teixeira (2006) identify a negative effect of German works councils on employment growth. Gerlach/Jirjahn (1999), Addison et. al. (2004), and Meyer/Pfeiffer (2005) observe no significant results in general. However, taking organizational changes into account Gerlach/Jirjahn (1999) identify a positive relation between employment growth and the presence of works council in establishments utilizing “modern” means of human resource management like team-work, for example. But Frick (2002) is not able to identify such a positive effect of works councils on employment growth in establishments that have introduced so-called “high performance workplace practices”. In total, Jirjahn (2010b) and Gerlach/Jirjahn (1999) are the only studies that identify positive effects of German works councils on employment growth.

According to Jirjahn (2008a) different specifications of the establishment size in the employment growth equations may cause the observed variety of results. Since the growth rates of larger establishments probably are smaller and the presence of works councils is positively correlated with establishment size, a “mis-specification” of the establishment size variable yields a negative effect of works councils on employment growth that only mirrors the correlation of establishment size and employment growth (Jirjahn, 2008a, 2010a). Moreover, bad economic situations of establishments that put workplaces at risk can promote the introduction of works councils (Machin/Wadhvani, 1991; Kraft/Lang, 2008; Jirjahn, 2009). Therefore,

an insufficient number of variables that cover the economic situation of the establishments causes a downward-bias of the estimated effect of works councils on employment growth. The bad economic situation of the establishment is then also measured by the works council variable (Jirjahn, 2010a). Finally, a comparison of the existing results including the discussion about establishment size measurement and the importance of organizational changes is complicated by the use of different data sets, variables, and models.

Based on the two most recent German studies (Addison/Teixeira (2006) and Jirjahn (2010b)) that provide contrary results, the paper at hand investigates the employment effects of works councils as well as the effects of technological and organizational changes using both linear and non-linear measures for establishment size. While the data used by Addison/Teixeira (2006) covers a period of eight years as well as establishments that are located in West Germany and either belong to the manufacturing or service sector, the data used by Jirjahn (2010b) covers four waves of establishments belonging to the manufacturing sector in Lower Saxony<sup>1</sup>. Hence, the use of a single data set and the same variables further improves comparability. In detail, we utilize linked employer-employee panel data that contains for example very detailed information about (daily) wages or the skill level at the employee-level improving estimations of labor demand and employment growth equations.<sup>2</sup> Overall, this paper thereby adds to the existing literature on the employment effects of German works councils by a more comparative approach since the current discussion is reduced as far as possible to a common denominator.

The remainder of the paper is as follows. A theoretical background is presented in section 4.2 while section 4.3 contains a description of the data and applied methods. The results are presented in section 4.4 and section 4.5 contains a brief conclusion.

## 4.2 Background

In Germany the rights of the works council are laid down in the Works Constitution Act (*“Betriebsverfassungsgesetz”*); the law that governs the works council system. Subject to the initiative of the establishment’s employees works councils shall be elected by the work force of establishments with at least five employees. Hence, works councils are not present in all eligible establishments.<sup>3</sup> Works councils have full codetermination rights on a set of issues including overtime work, the use of technical devices to monitor employee performance, and the introduction of new payment methods. Furthermore, works councils have consultation rights with

---

<sup>1</sup>Lower Saxony is one of ten West German federal states.

<sup>2</sup>Some examples of studies that use German linked-employee data are Bellmann/Schank (2000), Bellmann et. al. (2002), Bauer/Bender (2004), Hujer/Caliendo/Radić (2002), Kölling/Schank (2002), Bellmann/Pahnke (2006) or Bellmann et. al. (2008).

<sup>3</sup>The presence of works councils depends on factors such as firm size, firm age and the gender composition of the work force (Addison/Schnabel/Wagner, 1997).

regard to changes in equipment and working methods that affect job requirements. The participation rights of works councils in financial and economic matters cover information provision only (Hübler/Jirjahn, 2003). The total number of employees also affects the "bargaining power" of an elected council. On the one hand, the German Works Constitution Act allows works councils to constitute additional boards or task forces if at least 100 persons are employed. On the other hand, one member of the works council of establishments with 200 or more employees has to be exempted from his tasks in order to attend the interests of the works council in full time.<sup>4</sup>

Since many workplace conditions are workplace public goods and therefore associated with free-rider problems as any other public good, works councils may overcome those free-riders problems by acting like a collective voice institution that aggregates workers' preferences and communicates them to management. This will help to optimize the provision of public goods at the work place and to establish effective personnel management (Freeman, 1976; Freeman/Medoff, 1979; Jirjahn, 2010b). It is important to note that the strong codetermination rights of German works council exceed the rights of a simple collective voice institution and are a mechanism to prevent employers from engaging in opportunistic behavior (e.g. Freeman/Lazear, 1995). Hence, works councils have the potential to increase establishment performance given by their unique institutional design. The collective voice of the works council finally increases the morale of the workers, productivity and employment growth (Jirjahn, 2010b).

But works councils may also use their codetermination rights to obtain employer concessions on issues where they have no legal powers. In such cases, a works council can threaten to be uncooperative in areas where its consent is necessary if the employer and works council fail to reach an agreement in informal negotiations on wages, for example. As a result, the presence of works councils primarily raising labor costs will be associated with decreased employment growth. This negative employment effect will also be amplified if employers have a reduced incentive to invest in new capital because the works council is able to gain a portion of the rents arising from those investments. Works councils may also cause higher adjustment costs and discourage employers from expanding their workforce by being less supportive in negotiations about dismissals or redundancy packages (Jirjahn, 2010b, p. 479f.).

In sum, the effects of works councils on employment growth depend on its actual behavior. Works councils may act like a collective voice yielding positive employment effects. But there can be decreased employment growth if works councils engage in rent-seeking activities (Jirjahn, 2010b).

The existing literature on employment effects of works councils also accentuates the importance of variables that measure organizational and technological

---

<sup>4</sup>The number of exempted members increases in plant size.

changes whereas those may lead to positive as well as negative employment effects, too. If organizational changes are used for flattening of the firm's organizational structure, for example, middle management levels are likely to be canceled (Carstensen/Brand, 1999). The use or introduction of new information and communication technologies which are able to monitor and to distribute information makes middle management levels redundant (Lindbeck/Snowder, 1996; Flecker/Kirschenhofer, 2003). While a tightened production processes may yield staff cuts (Beckmann, 2000), it is also possible that firms using organizational changes for improvements in quality management, for example, need to employ (additional) specialists. Therefore, employment effects are ambiguous (Bellmann/Kohaut, 1999). Furthermore, measures of organizational change such as delegation of managerial decisions to lower hierarchy levels, team-work, or intensified customer relations, for example, may increase the need for "soft skills", too (Lindbeck/Snowder, 2000). If these (additional needed) skills are associated with higher levels of education, an establishment performing organizational changes will probably demand more skilled workers ("skill bias").

While employee participation plays an important role for the implementation of organizational change, those changes are obviously also a big challenge for works councils. In the presence of more and more heterogeneous workplaces works councils face difficulties to represent the interests of the workforce as working conditions become less comparable within an establishment (Jirjahn, 2006). In this context, the studies of Addison/Schnabel/Wagner (2000), Hübler/Jirjahn (2003) or Jirjahn/Smith (2006) provide some evidence that especially team-work may be a substitute of works councils. But further results show that the introduction of teams seems to be positive correlated with the existence of works councils (Hübler/Jirjahn, 2002) and establishments using team-work are more likely to have a works council (Addison/Belfield, 2001), respectively. But although there is no clear evidence, the literature finally shows that both, organizational change and works councils make an impact on labor demand and that there exists a reciprocal effect between these two factors.<sup>5</sup>

### 4.3 Data and methods

In order to investigate the employment effects of works councils and organizational changes, we utilize linked employer-employee data that combines two different data sources. At first, we use plant-level data from the Institute for Employment Research (*Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*). This establishment panel is an annual survey of approximately 16,000 German plants. It covers 1% of all

---

<sup>5</sup>The studies of Jirjahn (1998), Hübler/Jirjahn (2002) and Zwick (2003) show that works councils and organizational changes (here: mainly the introduction of team-work) have positive effects on productivity.

plants and 9% of all employees in Germany. The stratified sample is drawn using selection probabilities which depend on the variation of the number of employees in the respective stratum. All in all 17 industries and 10 establishment sizes are considered. The field work is done by TNS Infratest Sozialforschung, Munich. In 1993 the sample comprised 4,265 plants. As a consequence of the German reunification, a first wave of 4,313 East German establishments was added to the panel in 1996. Since then the number of plants sampled has steadily increased in order to facilitate analyses at federal states (*Länder*) level. The response rate of repeatedly interviewed establishments in the following waves is higher than 80% and above 50% in the first wave. For its part, the IAB Establishment Panel was created to meet the need of the Federal Employment Agency to provide further and detailed information on the demand side of the labor market. The questionnaire comprises about 80 questions per year concerning total employment, bargaining arrangements, total sales, exports, investment, wage bill, location, industry, profit level and nationality of ownership, for example. A detailed description of the IAB establishment panel can be found in (Fischer et. al., 2009).

In addition, the Panel survey is based on the Federal Employment Agency (*Bundesagentur für Arbeit*) employment statistics. As a result, the panel only includes establishments with at least one employee covered by social security. But in turn these employment statistics are drawn from the German employment register, which contains information on all employees and trainees subject to social security taxes (Bender/Haas/Klose, 2000).<sup>6</sup> Hence, using the common establishment identifier allows us to link data of the IAB Establishment Panel to corresponding employee-data from the German employment register, our second data source.

The German employment register was established in 1973 to integrate the notification procedures for the German social security system (pensions, health insurance, and unemployment insurance). Information is recorded at the start and end of the individual's employment relationship within a firm and in annual end-year reports. The employment statistics contain data on the individual's three-digit occupation, daily gross wage<sup>7</sup>, gender, year of birth, nationality, education and occupational status. Besides the establishment identifier each individual record also contains the size and industry affiliation of that establishment (Alda/Bender/Gartner, 2005). Unfortunately, establishments belonging to a single enterprise can not be matched at present.

For this study we match employer and employee data using eight waves of the IAB Establishment Panel from 2000 to 2007. In doing so, we aggregate employee data from the German employment register on establishment-level in order to gain

<sup>6</sup>Self employed, civil servants, family workers students enrolled in higher education, and workers in marginal employment are not covered by the German employment register.

<sup>7</sup>Wages are reported up to the earnings ceiling for social security contributions only. Therefore, we use the approach of Gartner (2005) for single imputation of right-censored wages which is used often in analyses that are based on comparable data sets; see also Gartner/Rässler (2005).

more detailed information on the employment structure; especially education and (average daily) wages of different skill groups. Moreover, we avoid problems with major changes of the industry classification between 1999 and 2000. But note that if for a given year no information about at least one employee is available for June 30th the corresponding establishment can not be observed. In order to avoid systematic errors<sup>8</sup> in the data, we exclude the information about

- secondary employment spells,
- persons changing the gender or nationality,
- apprentices, trainees, and
- persons younger than 15 years or older than 65 years

at the employee-level. Establishments which belong to agriculture, forestry, mining industries, or organizations without profit interests and public services are excluded. Furthermore, establishments with less than five employees or which underwent major structural changes such as closures of parts of the establishment were dropped from the sample.

From a methodical point of view, we follow the econometric approaches that are used in the corresponding literature on the employment effects of unions or works councils, respectively. In a first step, we will estimate the effect of works councils on the employment growth between the first ( $t_0$ ) and last ( $t_1$ ) point of time of our observation period using an OLS-approach. In order to reduce the impact of outliers, we compute a growth rate  $g_i$  for each establishment  $i$  which is suggested by Davis/Haltiwanger (1992):

$$g_i = \frac{m_{it_1} - m_{it_0}}{0.5(m_{it_0} + m_{it_1})} \quad (4.1)$$

whereas  $m_{it}$  denotes the total number of employees at start or end of the observation period, respectively. In doing so, the growth rate is symmetric about zero and lies between -2 and 2.

But as Blanchflower et. al. (1991, p. 820-821) acknowledge the possible negative impact of works councils on firm survival, we follow Addison/Teixeira (2006) and account for such a “survival bias” by setting the growth rate of establishments that did not survive until the end of the observation period to -2.<sup>9</sup>

As a result, we are able to estimate the employment effects of works councils in the long run by using the following equation:

$$g_i = c + \beta Y_{it_0} + \mu_i \quad (4.2)$$

where  $Y_{it_0}$  is the vector of control variables that also contains a measure for works

---

<sup>8</sup>See, for example Cramer (1985), Cramer/Majer (1991) or Bender/Hilzendegen/Rohwer (1996).

<sup>9</sup>For a more detailed discussion see Addison/Teixeira (2006).



councils presence and organizational changes.  $c$  denotes the constant,  $\beta$  is the coefficient vector and  $\mu_i$  is the error term.

In line with the literature, we consider in a second step a dynamic labor demand function

$$n_{it} = \alpha_1 n_{it-1} + \alpha_2 x_{it} + \sigma_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (4.3)$$

with  $n_{it}$  as (log.) number of employees in establishment; at period  $t$  and  $x_{it}$  a vector of controls. The coefficients are  $\alpha_1$  and  $\alpha_2$ .  $\sigma_i$  and  $\nu_t$  are unobservable establishment- and time-specific effects;  $\epsilon_{it}$  is the error term. In doing so, we are able to exploit panel data and estimate the short run effects of works councils on employment growth.

But as  $n_{it-1}$ , the (log.) number of employees in period  $t - 1$ , has to be used as a dependent variable, ordinary least squares estimation is neither efficient nor consistent. Hence, we use the generalized method of moments (GMM), which controls for individual fixed effects by using first differences. This means that instead of the demand function (4.3)

$$\Delta n_{it} = \alpha_1 \Delta n_{it-1} + \alpha_2 \Delta x_{it} + \Delta \nu_t + \Delta \epsilon_{it} \quad (4.4)$$

is estimated. Arellano/Bond (1991) suggest to use the lagged first differences of the endogenous variables as instruments. Especially if the variables follow a “random-walk” the lagged endogenous variables are weak instruments for the first differences. Therefore Arellano/Bover (1995) and Blundell/Bond (1998) supplement the first difference variables in equation (4.4) by their levels. It can be shown that the standard errors of this system of equations are heteroscedasity robust but downward biased. Therefore, we adopt the approach of Windmeijer (2005) to correct this bias. Since the estimation of the proposed system of equations requires at least three observations for each establishment included in the analysis, a reduction in the number of cases arises. Therefore, we estimate an unbalanced panel. The validity of the instrument is tested with the (Sargan-)Hansen-test, which can also be regarded as a test whether or not the over-identifying restrictions are fulfilled. It is also necessary to test whether autocorrelation of higher order exists. If this is the case, the lagged dependent variables must be regarded as endogenous and can not be used as instruments.

Since the implementation of a works council depends on the initiative of the employees, estimates of the growth effect of works councils may be biased if there are unobserved factors influencing employment growth and the employee’s desire for representation at the same time (Jirjahn, 2009). However, the direction of this bias is ambiguous as well as the theoretical effects of works councils on employment growth. As Jirjahn (2010b) points out, it is important to account for (long-term) business prospects and the financial situation of the establishment, respectively.

Both a good and a bad economic situation may foster the implementation of a works council because the codetermination is then primarily characterized by either rent-seeking activities or the collective voice role of works councils. Nevertheless, a negative (positive) link between works councils and employment growth might remain until the issue of endogeneity has been taken into account (Jirjahn, 2010b, p. 480f.).

As a consequence, Jirjahn (2010b) fits a treatment effects model and also uses instrumental variable estimations to handle the endogeneity of the works council variable in employment growth equations. Assuming that the presence or absence of active owners may influence the firm's strategy and thereby employment growth, a dummy variable for the presence of active owners in the establishment is used as (additional) exclusion restriction. Moreover, Jirjahn (2010b, p. 488) accentuates that the applied identification strategy crucially requires controlling for important aspects of firm strategy that influence employment growth. Otherwise, growth effects may be still linked to the presence of active owners what should not be the case with respect to the chosen econometric approach.

Unfortunately, the linked employer-employee data set which is used for this paper lacks important information on the establishment's strategies. To the best of our knowledge, there are also no other variables that can be used as an alternative exclusion restriction satisfying all econometric requirements. Finally, the IAB establishment panel is also used by Addison/Teixeira (2006) which offer an alternative to the approach of Jirjahn (2010b). Now, in order to limit a possible bias of the estimated employment effect of works councils, we add variables that cover the economic situation of the establishment and drop all units that have experienced at least one change in works council status from the sample. Note that a change in works council status is only observed for a small number of establishments ( 2%). The length of the time series (eight years) should also limit the number of establishments in which the workforce elected works councils for reasons that may also affect employment growth.

By dropping establishments that have experienced a change in works council status the works council variable becomes time-invariant. Adding a time-invariant variable  $z_i$  to the labor demand equation (4.3) will then lead to

$$n_{it} = \alpha_1 n_{it-1} + \alpha_2 x_{it} + \alpha_3 z_i + \sigma_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (4.5)$$

As  $z_{it} - z_{it-1} = 0$  we can not estimate a labor demand equation as described by (4.4) and control for an existing works council at the same. But following Nickell et al. (1992) we first create a grouping dummy  $d_T$  with  $d_T = 1$  if  $t$  belongs to the time intervall  $T$ , so that

$$d_T = \begin{cases} 1, & \text{if } t \in T \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4.6)$$

whereas  $T$  refers to the period in which  $z_{it}$  does not change in time. Now, after multiplying  $z_i$  with  $d_T$  and  $t$ , where  $t$  represents a time trend, first-differencing would then yield

$$td_t z_{it} - (t-1)d_T z_{it-1} = d_T(tz_{it} - tz_{it} + z_{it}) = d_T z_{it} = z_i \quad (4.7)$$

if  $d_T = 1$ .

According to the works council status  $d_t$  will always equal one because establishments that have experienced a change in works council status between 1996 and 2004 were dropped from the sample. Therefore, (4.3) can be written as

$$n_{it} = \alpha_1 n_{it-1} + \alpha_2 x_{it} + \alpha_3 t z_{it} + \sigma_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (4.8)$$

leading to

$$\Delta n_{it} = \alpha_1 \Delta n_{it-1} + \alpha_2 \Delta x_{it} + \alpha_3 z_i + \Delta \nu_t + \Delta \epsilon_{it} \quad (4.9)$$

The question pertaining organizational change is part of six surveys of the IAB Establishment Panel (1995, 1998, 2000, 2001, 2004, and 2007). As the question on organizational changes in the survey refers to the last 24 months, we copied available information on organizational change to the two previous corresponding waves in order to preserve the time series. For this reason, we assume for simplicity that the probability of organizational change is uniformly distributed. We neglect information from the survey of 2000 as there is an overlap with the survey of 2001. In detail, we use information on the reorganization of departments, delegation of responsibilities, introduction of team-work, the establishment of profit-centers, an increase of in-house production of intermediate goods or external procurement, respectively.

In the OLS estimations, organizational change is then measured by a dummy that equals one if at least one out of these eight “types” of organizational change took place during the observation period. Hence, we are able to control for organizational changes that may have taken place between the start and end of the observation period.

With respect to the panel estimations, we use information on organizational changes of the corresponding year whereas now a set of dummy variable is created at first that equals one if a certain measure of organizational change is introduced. In a second step, we create - following Beckmann/Schauenberg (2007) who first applied this method of Breshnahan/Brynjolfsson/Hitt (2002) to the German IAB establishment data - a standardized variable based on the sum of these eight single dummy variables. In addition, we use also a variable to control for technological changes which is also a standardized variable based on information about investment in information and communication technologies (a dummy) and the current state of technology at the establishment level (five categories).

The selection of regressors which is shown in table 4.1 is guided by the studies of Addison/Teixeira (2006) (Model A) and Jirjahn (2010b) (Model B).<sup>10</sup>

**Table 4.1**  
Used variables

	Model A	Model B	GMM
works Council (dummy)	yes	yes	no
works Council (modified)	no	no	yes
organizational change (dummy)	yes	yes	no
organizational change (standardized)	no	no	yes
technological change (standardized)	yes	yes	yes
log. turnover p.c.	yes	yes	yes
log. total investments p.c.	yes	yes	yes
log. total wages p.c.	yes	no	yes
share of skilled (unskilled) workers	yes	yes	yes
share of females	yes	yes	yes
share of part-time workers	yes	yes	yes
single plant (dummy)	no	yes	no
limited liability company (dummy)	no	yes	no
older than 10 years (dummy)	no	yes	no
collective agreement (dummy)	no	yes	no
west Germany (dummy)	yes	yes	no
time dummies	no	no	yes
33 industry dummies	yes	yes	no

Although, the set of variables derived from Jirjahn (2010b) can be regarded as an extension of the model of Addison/Teixeira (2006), we use both as the discussion of the “correct” specification of employment size in growth equations that focus on the effect of works councils/unions is based on a set of variables which is comparable to Model A (see Addison/Teixeira, 2006; Jirjahn, 2008a). Regarding the existing literature, please note that the main advantage of the use of linked employer-employee data is more precise information about the employment structure and the average wages of different groups of employees in comparison to the information only obtained from the IAB Establishment Panel. The definition of the group of skilled employees is conducted by means of the information about the highest qualification degree according to the employment statistics register information. All persons who completed the lower or intermediate secondary school but not a vocational training are considered as low-skilled.

<sup>10</sup>We are not able to replicate exactly the same set of variables used by Addison/Teixeira (2006) and Jirjahn (2008a, 2010b) as either different time-series or data sets are used.

## 4.4 Results

The Tables 4.2 to 4.7 contain the estimation results for the employment growth rate using OLS. Each model (see Table 4.1) is extended by three different measures of establishment size: total number of employees (subset I), total number of employees and total number of employees squared (subset II) as well as the log. value of the total number of (subset III). Hence, we compare one linear and two different non-linear measures of establishment size. Moreover, Model B contains four additional variables compared to Model A so that we can also check the robustness of the employment effect of works councils. Beside the works council dummy, the effects of organizational and technological changes are also of interest. Finally, the growth rate is estimated not for all establishments, only. An additional subsample refers to establishments with 21 to 100 employees as works councils can be best compared within this subgroup because of the given legislation. On account of the discussed skill-bias of technological and organizational changes, we present also separate results for high and low skilled employees.

Now, the results for the employment growth rate based on the complete sample are presented in Table 4.2. As can be seen, the estimated coefficient of the works council variable is highly significant and negative. Regarding the size of the coefficient, it is somewhat smaller compared to Addison/Teixeira (2006, Table 4). In contrast to Jirjahn (2008a) different measures of establishment size do not affect the results with respect to the effect of works councils. But the results also show a positive effect of establishment size in every single specification. This finding is also obtained by Addison/Teixeira (2006) but in contrast to many other studies that show a negative correlation of employment growth and establishment size (Jirjahn, 2010a). According to Jirjahn (2008a) a negative works council effect may be driven by a “mis-specification” of the variable measuring establishment size. But here, the negative works council and positive employment size effect persist in every specification. Finally, we obtain significant and positive effects of technological and organizational changes. Although we limit the effects of endogeneity regarding the works council variable as effectively as possible, the contrasting results of Jirjahn (2010b) suggest that our results could still be downward biased. Initial OLS estimations of Jirjahn (2010b) that do not take account of any endogeneity show even a positive but non-significant effect of works councils on employment growth.

Now, turning to the subsample of establishments with 21 to 100 employees (Table 4.3), the results do not differ very much. Apart from the fact that the coefficients of the establishment size are not significant, the algebraic sign is now negative what is more consistent with existing literature (Jirjahn, 2008a).

Table 4.4 and Table 4.5 present the same set of results for high skilled workers. As there is effectively no establishment that does not employ a skilled worker, the results are of course very similar in comparison to 4.2 and Table 4.3.

But this picture changes when we look at the results for low skilled workers. The

**Table 4.2**  
Employment Growth, OLS-estimation, 2000-2007, all establishments

	Model A			Model B		
	I	II	III	I	II	III
works council	-0,104** (0,043)	-0,123*** (0,044)	-0,148*** (0,050)	-0,154*** (0,045)	-0,174*** (0,046)	-0,189*** (0,051)
organizational change	0,490*** (0,040)	0,486*** (0,040)	0,477*** (0,041)	0,496*** (0,040)	0,491*** (0,040)	0,486*** (0,041)
technological change	0,134*** (0,019)	0,133*** (0,019)	0,130*** (0,020)	0,132*** (0,019)	0,131*** (0,019)	0,128*** (0,020)
no. of employees	0,0001*** (0,00002)	0,0001*** (0,00004)	—	0,0001*** (0,00002)	0,0002*** (0,00004)	—
no. of employees squared	—	-7,69e-06*** (2,62e-06)	—	—	-8,55e-06*** (2,38e-06)	—
Ln(no. of employees)	—	—	0,036** (0,017)	—	—	0,032* (0,017)
observations	2860	2860	2860	2846	2846	2846
$R^2$	0.166	0.167	0.166	0.174	0.175	0.173

\*) significant at 10%-level, \*\*) significant at 5%-level, \*\*\*) significant at 1%-level. Source: LIAB-BP-BLH 2000-2007; own calculations.

results presented in Table 4.6 refer to all establishments that occupy at least on low skilled employee. All other establishments are excluded from the estimation sample. The coefficient of the works council dummy is now only significant and negative when the log value of the total number of employees is used to measure establishment size. Moreover, the size of the coefficients is smaller compared with the previous results. We also find no proof for skilled-biased technological and organizational changes.

Interestingly, we obtain again negative employment growth effects of the works council when we investigate employment changes between 2000 and 2007 with respect to low skilled employees in establishments with 21 to 100 employees, only (see Table 4.7). Again, this result is robust to different measures of establishment size. The overall positive effects of organizational and technological changes are also observed.

As a final exercise, we now look at the results of the dynamic labor demand equations which are shown in Table 4.8. Similar to the OLS-estimation, we estimate separate equations for each subsample. Comparable to Addison/Teixeira (2006, Table 5), we obtain no significant results regarding the estimated coefficient of the works council variable. Moreover, the results do not show a skill-bias what is in line with the results of Bellmann/Pahnke (2006) or Bellmann et. al. (2008) who use a comparable data set but a different time series. Finally, there is only one estimation

**Table 4.3**  
 Employment Growth, OLS-estimation, 2000-2007,  
 establishments with 21 to 100 employees

	Model A			Model B		
	I	II	III	I	II	III
works council	-0,200*** (0,071)	-0,199*** (0,071)	-0,198*** (0,071)	-0,270*** (0,074)	-0,269*** (0,074)	-0,268*** (0,074)
organizational change	0,399*** (0,067)	0,399*** (0,068)	0,399*** (0,067)	0,396*** (0,067)	0,395*** (0,067)	0,396*** (0,067)
technological change	0,179*** (0,032)	0,179*** (0,032)	0,179*** (0,032)	0,178*** (0,032)	0,179*** (0,034)	0,179*** (0,032)
no. of employees	-0,001 (0,001)	-0,004 (0,007)	—	-0,001 (0,001)	-0,003 (0,007)	—
no. of employees squared	—	0,022 (0,063)	—	—	0,016 (0,063)	—
Ln(no. of employees)	—	—	-0,061 (0,072)	—	—	-0,056 (0,072)
Observations	1022	1022	1022	1018	1018	1018
$R^2$	0.193	0.193	0.193	0.199	0.199	0.199

\*) significant at 10%-level, \*\*) significant at 5%-level, \*\*\*) significant at 1%-level. Source: LIAB-BP-BLH 2000-2007; own calculations.

(high skilled workers, all establishments) where the test statistics do not indicate some problems regarding the reliability of the results.

**Table 4.4**  
Employment Growth, OLS-estimation, 2000-2007,  
all establishments, high skilled workers

	Model A			Model B		
	I	II	III	I	II	III
works council	-0,105** (0,043)	-0,124*** (0,044)	-0,149*** (0,050)	-0,154*** (0,045)	-0,174*** (0,046)	-0,189*** (0,052)
organizational change	0,492*** (0,040)	0,488*** (0,040)	0,479*** (0,041)	0,498*** (0,040)	0,493*** (0,040)	0,488*** (0,041)
technological change	0,136*** (0,020)	0,134*** (0,020)	0,132*** (0,020)	0,133*** (0,019)	0,132*** (0,019)	0,130*** (0,020)
no. of employees	0,0001*** (0,00001)	0,0001*** (0,00004)	—	0,0001*** (0,00002)	0,0002*** (0,00003)	—
no. of employees squared	—	-7,58e-06 (2,61e-06)	—	—	-8,47e-06*** (2,37e-06)	—
Ln(no. of employees)	—	—	0,036** (0,017)	—	—	0,032* (0,017)
observations	2858	2858	2858	2844	2844	2844
$R^2$	0.167	0.168	0.167	0.175	0.176	0.174

\*) significant at 10%-level, \*\*) significant at 5%-level, \*\*\*) significant at 1%-level. Source: LIAB-BP-BLH 2000-2007; own calculations.



**Table 4.5**  
 Employment Growth, OLS-estimation, 2000-2007,  
 establishments with 21 to 100 employees, high skilled workers

	Model A			Model B		
	I	II	III	I	II	III
works council	-0,200*** (0,071)	-0,169*** (0,071)	-0,198*** (0,071)	-0,269*** (0,074)	-0,268*** (0,074)	-0,267*** (0,074)
organizational change	0,404*** (0,068)	0,403*** (0,068)	0,404*** (0,068)	0,400*** (0,068)	0,399*** (0,068)	0,400*** (0,068)
technological change	0,180*** (0,032)	0,181*** (0,032)	0,181*** (0,032)	0,180*** (0,032)	0,180*** (0,032)	0,180*** (0,032)
no. of employees	-0,001 (0,001)	-0,003 (0,007)	—	-0,001 (0,001)	-0,003 (0,007)	—
no. of employees squared	—	0,020 (0,063)	—	—	0,014 (0,064)	—
Ln(no. of employees)	—	—	-0,059 (0,072)	—	—	-0,054 (0,072)
observations	1021	1021	1021	1017	1017	1017
$R^2$	0.195	0.196	0.195	0.201	0.201	0.201

\*) significant at 10%-level, \*\*) significant at 5%-level, \*\*\*) significant at 1%-level. Source: LIAB-BP-BLH 2000-2007; own calculations.

**Table 4.6**  
Employment Growth, OLS-estimation, 2000-2007,  
all establishments, low skilled workers

	Model A			Model B		
	I	II	III	I	II	III
works council	0.072 (0,047)	0.049 (0,048)	-0,109** (0,054)	0.004 (0,050)	-0,022 (0,051)	-0,163*** (0,056)
organizational change	0,542*** (0,045)	0,535*** (0,045)	0,478*** (0,046)	0,537*** (0,045)	0,530*** (0,045)	0,477*** (0,046)
technological change	0,154*** (0,021)	0,152*** (0,021)	0,130*** -0.022	0,153*** -0.021	0,152*** (0,021)	0,129*** (0,022)
no. of employees	0,00005** (0,00002)	0,0002*** (0,00004)	—	0,0001*** (0,0002)	0,0002*** (0,00004)	—
no. of employees squared	—	-9,58e-06*** (2,94e-06)	—	—	-0,00001*** (2,80e-06)	—
Ln(no. of employees)	—	—	0,133*** (0,019)	—	—	0,123*** (0,019)
observations	2188	2188	2188	2178	2178	2178
$R^2$	0.242	0.245	0.258	0.278	0.260	0.271

\*) significant at 10%-level, \*\*) significant at 5%-level, \*\*\*) significant at 1%-level. Source: LIAB-BP-BLH 2000-2007; own calculations.

**Table 4.7**  
 Employment Growth, OLS-estimation, 2000-2007,  
 establishments with 21 to 100 employees, low skilled workers

	Model A			Model B		
	I	II	III	I	II	III
works council	-0,165** (0,077)	-0,169** (0,078)	-0,168** (0,078)	-0,248*** (0,081)	-0,254*** (0,082)	-0,251*** (0,082)
organizational change	0,367*** (0,075)	0,368*** (0,075)	0,367*** (0,075)	0,364*** (0,075)	0,363*** (0,075)	0,363*** (0,075)
technological change	0,160*** (0,037)	0,158*** (0,037)	0,159*** (0,037)	0,158*** (0,037)	0,155*** (0,037)	0,156*** (0,037)
no. of employees	0.001 (0,002)	0.006 (0,008)	—	0.001 (0,002)	0.008 (0,008)	—
no. of employees squares	—	-0,047 (0,072)	—	—	-0,067 (0,073)	—
Ln(no. of employees)	—	—	0.047 (0,083)	—	—	0.058 (0,083)
observations	831	831	831	828	828	828
$R^2$	0.175	0.175	0.175	0.186	0.186	0.186

\*) significant at 10%-level, \*\*) significant at 5%-level, \*\*\*) significant at 1%-level. Source: LIAB-BP-BLH 2000-2007; own calculations.

**Table 4.8**  
Labor demand functions, Two-Step-System-GMM, 2000-2007

	all establishments			21-100 employees		
	skill group			skill group		
	both	high	low	both	high	low
works council	0.004 (0,003)	0.004 (0,003)	0,008* (0,004)	0.002 (0,005)	0.002 (0,005)	0,029*** (0,005)
organizational change	0,006* (0,003)	0,006** (0,003)	0,012** (0,005)	0.001 (0,004)	0.002 (0,004)	0.003 (0,010)
technological change	0,054*** (0,010)	0,054*** (0,010)	0,074*** (0,021)	0,040*** (0,015)	0,032** (0,015)	0.021 (0,027)
Ln(no. of employees); t-1	0,841*** (0,098)	0,853*** (0,100)	0,706*** (0,079)	0,564*** (0,150)	0,576*** (0,141)	-0,008 (0,097)
observations	19862	19782	10792	6122	6113	3556
AR1	-5,08***	-5,20***	-4,20***	-2,86***	-2,86***	-1,61
AR2	0	0.01	-0,64	-2,31**	-2,21**	-3,04***
Hansen-Test	89,61**	83.33	301,62***	99,10***	99,00***	324,17***
Sargan-Test	69.17	66.09	206,73***	61.98	58.45	97,91**

*Notes: Variables of the lagged log. number of employees, organizational change, and technological change are treated as endogenous. Robust standard errors are corrected using the approach of Windmeijer (2005). AR1: test for first order auto-correlation; AR2: test for second order auto-correlation. \*) significant at 10%-level, \*\*) significant at 5%-level, \*\*\*) significant at 1%-level. Source: LIAB-BP-BLH 2000-2007; own calculations.*

## 4.5 Conclusions

Several foreign studies confirm a negative association between employment growth and unionism while the corresponding literature on the employment effects of German works councils reveals mixed and even contrary results. The discussion about the employment effects of German works councils is also complicated by the fact that existing economic theory does not suggest a certain effective direction of this effect. Works councils may act like a collective voice yielding positive employment effects. But there can also be decreased employment growth if works councils engage in rent-seeking activities. Hence, either an estimated positive employment effect of works councils or a negative is expected from a theoretical point of view. With that said, the question about the actual algebraic sign of the estimated coefficient of the works council variable in employment growth equations is also the question about the actual behavior of German works councils.

As a result, a correct specification of the employment growth equation that minimizes measurement errors is very important. Not surprisingly, the discussion of the different results revolves around three major technical issues. While especially the papers investigating the employments effects of unions in Great Britain show that technological and organizational changes have to be considered, papers dealing with the effect of German works councils mainly discuss employment size measures and a possible endogeneity of the works council variable. The endogeneity issue is introduced by Jirjahn (2008a, 2010b) and based on the facts that the implementation of a works council depends on the employee's initiative and that different economic situations are linked to different reasons for the implementation of works council. As a reaction on the results of Addison/Teixeira (2006) who identify a negative effect of works council, Jirjahn (2008a) accentuates the effect of different employment size measures. In addition, Jirjahn (2010b) taking the endogeneity of the works council into account identifies a positive effect of works councils on employment growth.

Based on recent German studies that provide contrary results, the paper at hand investigates the employment effects of works councils as well as the effects of technological and organizational changes using both linear and non-linear measures for establishment size. With regard to the effects of works councils on total employment, we find results supporting Addison/Teixeira (2006): With exception of the subsample of low skilled labor in establishments with 21 to 100 employees, we identify a negative growth effect of works councils. The results are in most cases also robust to different measures of establishment size. The use of linked employer-employee data for the estimation of dynamic labor demand equations which allows simultaneous treatment of firm size, organizational changes, and works council presence yields no further insights as the coefficients of the works council variable are - again in line with Addison/Teixeira (2006) - not significant. In general, techno-

logical and organizational changes are likely to have positive employment effects; especially in the long run. Evidence of a skill-bias is not found.

Finally, it is important to note that data restrictions prevent an appropriate consideration of the possible endogeneity of the works council variable similar to the approach of Jirjahn (2010b). Although the exclusion of establishments that have changed their works council status should limit the bias that arises from the possible endogeneity of the works council variable, further attention has to be paid to this issue as it does not only concern the impact of works councils on employment growth but also on other outcomes at the establishment level. Different measures of establishment size obviously play a minor part.

## 5 The Extent of Collective Bargaining and Workplace Representation: Transitions between States and their Determinants. A Comparative Analysis of Germany and Great Britain\*

### 5.1 Introduction

In recent years there has been an ongoing process of decentralization in Germany with a decline in sectoral agreements (*Flachentarifverträge*). The formal erosion of these central wage agreements apart, the path toward decentralization is less transparent; for example, many companies still pay above the wages agreed to in regional and industry-level agreements, there is no obvious sign of a sustained growth in firm-level agreements (*Firmentarifverträge*), and many firms though not bound by collective agreements still orient themselves toward sectoral agreements. The German system of industrial relations continues to be characterized by its extensive juridification, framework of binding collective agreements, and encompassing interest organizations on both sides of the labor market. It is moreover a dual system of interest representation, of codetermination and collective bargaining. But although few would claim today that Germany's basic industrial relations system remains intact (e.g. Klikauer, 2002), there is lingering ambiguity concerning the facts of the case - let alone their determinants - allowing for disagreement as to the consequences of the erosion that has been observed.<sup>1</sup>

The British industrial relations system differs in a number of fundamental respects from its German counterpart. First, it remains a system in which employers are largely free to choose how they engage with employees and how they associate with one another.<sup>2</sup> There are few formal requirements placed upon employers to negotiate, consult, or inform employees over employment relations matters. Those rules that do exist tend to originate at European level and have the greatest impact on transnational corporations. Second, certain auxiliary legislation that supported employees' bargaining rights - such as that which extended the terms of bargaining agreements to uncovered workers in the public sector - were removed in the 1980s.

---

\*This chapter was coauthored by John T. Addison, Lutz Bellmann, Alex Bryson, and Paulino Teixeira. It is also published as CEP Discussion Paper No. 954, 2009.

<sup>1</sup>For contrasting evaluations of the outcome of the process of decentralization, see Ochel (2003) and Massa-Wirth/Niechoj (2004).

<sup>2</sup>This is not to deny the fact that a process of "juridification" has occurred which is continually shaping what was once a voluntaristic system (Dickens/Hall, 2009).

As a result, there is very little statutory underpinning to collective bargaining and that which does exist - such as the statutory recognition procedure - is largely a dead-letter. Third, because of this framework, there is little necessity for employers to seek derogations from sectoral bargaining arrangements. And while it is possible under statute for employers to permit collective agreements to be directly legally binding (via the 1992 Trade Unions and Labour Relations Consolidation Act)<sup>3</sup> this does not happen in practice. Instead, collective agreements take legal effect as implied terms in employees' contracts of employment. Fourth, the peak social partners are relatively weak in Britain. Employer association membership is low and declining and employer associations have traditionally been very weak, with a few notable exceptions such as the Chemical Industries Association and the Engineering Employers' Federation. As a consequence, there is little coordination in bargaining arrangements across employers, and bargaining coverage tends to be low. Even a quarter century ago, sectoral agreements were the principal method of pay determination in only one-sixth of private sector workplaces and they declined dramatically through to the late 1990s (Brown/Bryson/Forth, 2009, p. 34). *In short, sectoral bargaining was already a spent force in Britain by the time our analysis begins in 1998.* Finally, because the system is highly decentralized, fragmented and uncoordinated, British unions tend to focus their organizing activity at workplace or organization level, rather than sectorally or nationally. Nor for that matter do they share responsibility for workplace governance issues with works councils. Rather, Britain has joint consultative committees (JCCs) which are voluntary structures usually set up at the behest of management and with little or no authority derived from statutory arrangements.<sup>4</sup> Consequently, British unions seek to address the full range of workplace-related issues as they impinge upon the pay and conditions of employees.

The goal of the present exercise is to update research on the facts of the case in both countries (even though we only cover the interval 1998-2004 because of our cross-country focus), to chart transitions between collective bargaining states, and seek to account for the resulting collective bargaining structure. That is to say, we will first examine the course of collective bargaining (including the erosion of multiemployer bargaining and the expansion of sectors without collective bargaining) and worker representation (including works councils and Joint Consultative

---

<sup>3</sup>See [http://www.opsi.gov.uk/ACT/Sacts1992/ukpga/19920052\\_en\\_11#pt4-ch1-pb2-l1g179](http://www.opsi.gov.uk/ACT/Sacts1992/ukpga/19920052_en_11#pt4-ch1-pb2-l1g179).

<sup>4</sup>It is notable that when the U.K. government enacted the Information and Consultation of Employees Regulations, which brought into force at EU requirement for employers to consult employees, they did so in such a way that employers were able to fulfill this commitment through direct communication methods - so that representative structures were unnecessary. Health and safety committees and representatives are exceptional in the British case: their status is underpinned by a strong tripartite system of statutory regulation. However, here we follow the traditional approach of excluding single-issue committees such as health and safety committees from our definition of joint consultative committees.



Committees) in greater detail than has previously been undertaken in any comparative study of Germany or Britain before turning to a descriptive examination of transitions between states over our common sample period and thence an analysis of their correlates and the 2004 status quo ante.

## 5.2 Backdrop

Historically, centralized bargaining (or, more accurately, regional industry-wide bargaining) has been the key form of collective bargaining in Germany, covering some 90 percent of all employees. As Schnabel/Zagelmeyer/Kohaut (2006, p. 168) note, things first began to change in the early 1970s with the emergence of what they term "qualitative bargaining policy," namely sectoral agreements that sought to accommodate improvements in working life and the protection of employees against dislocations caused by rationalization and technical change. Such provisions - first tackling changes in the organization of work and subsequently in the flexibility of working time - were to be implemented at local level.

Thence, in the 1990s, under the pressures of globalization, high unemployment, and unification, all aspects of the system of collective bargaining are widely characterized in the German literature as having being subject to more or less serious erosion if not actual crisis (e.g. Artus, 2001). Thus, employers were increasingly resigning from employers' associations (Silvia/Schroeder, 2007), trade union strength was declining rapidly (Addison/Schnabel/Wagner, 2007), and the coverage of collective bargaining was shrinking (Kohaut/Schnabel, 2001). Moreover, the coverage of that other pillar of the German dual system - the works council (see below) - was also subject to erosion (Hassel, 1999).

But in response to these challenges German collective bargaining was decentralizing. In part, this took the form of a rising number of company agreements - which increased from 2,550 in 1990 to 6,415 in 2001 - as many firms dropped out of the centralized system. A more important and sustained tendency, however, has been the growth of decentralization in sectoral agreements through the device of 'opening clauses' (*Öffnungsklauseln*) that have allowed firms more flexibility through locally-negotiated adjustments to centrally-agreed working time and wages (Bispinck/WSI-Tarifarchiv, 2004). The former adjustments allowed increases or decreases in working time and alterations to work schedules. The latter permitted reductions in wages or a suspension/withdrawal of wage improvements and/or working time adjustments involving wage changes (Hassel, 1999, pp. 496-497). Of the two, agreements on working time reductions (without compensation) were the more common Kohaut/Schnabel (2006). We note parenthetically that a nonretrospective question on such opt-out clauses was first asked in the dataset used here (the IAB Establishment Panel) in 2005, just outside the time frame of the present study. But given that opening clauses well preceded 2005 their potential influence

will be accommodated using industry dummies, the maintained hypothesis being that they offer a means of stemming the erosion of centralized bargaining by better aligning outcomes to firm-specific needs.

To complicate matters, so-called plant-level “pacts for employment and competitiveness” (*betriebliche Bündnisse für Arbeit [und Wettbewerbsfähigkeit]*) have also proliferated in recent years (Berthold/Brischke/Stettes, 2003; Rehder, 2003). Such agreements have also led to more flexible work rules and working time as well as reductions in total compensation. Although partially guided by opening clauses, they apply to covered and uncovered companies alike. The consensus view appears to be that while opening clauses represent a trend to organized decentralization, pacts though no less a response to the economic condition of the firm, at least represent a different dynamic: a new normal regulatory instrument. At issue is the extent to which such agreements if not in actual contravention of sectoral labor contracts are in fact destabilizing (see Seifert/Massa-Wirth, 2005). The point is that while concession bargaining of this type typically operates within the framework of sectoral agreements it may create pressures leading companies to leave the system altogether - which effects might be long delayed and not yet evident in data on the structure of bargaining (and certainly over the time interval examined here.) As a practical matter, our dataset contains retrospective information on pacts in the 2006, 2008 and 2009 waves, although this information is not used here on grounds of consistency with the earlier question on opt-out clauses. As before, any influence of such institutional innovations is captured via industry dummies.

Recently, employer associations have also responded to the challenge of membership losses via a new form of membership affiliation known as membership “without collective bargaining ties” (*ohne Tarifbindung*) (Silvia/Schroeder, 2007, pp. 1453-1455). Such affiliations allow members to take advantage of the relevant association’s legal, lobbying, and personnel services without having to pay the contractual wage. By the same token, such members are not shielded from union efforts to extract a local agreement and they cannot collect strike insurance benefits as can regular members. This new membership form is common in the metals, plastics, and woodworking industries and is popular among small firms. Silvia and Schroeder note that about one-quarter of member firms in metalworking (employing around 10 percent of workers in that sector) have this form of membership as well as some one-third of all firms in the textile employer associations where losses of membership have been most acute. Further, in eastern Germany the majority of members in many regional employer associations have this status. Such membership developments do of course fall squarely within our sample period but our data contain no information on their incidence. Once again, their effects will be recouped through industry dummies.

Finally, mention might also be made of so-called “quick notice agreements.” German law requires any company leaving an employers’ association to adhere to all contracts signed by that association when the company was still a member for the

duration of those contracts. Employer associations of late have begun to offer quick notice agreements that allow members to leave an association upon demand, even after a provisional agreement with the unions has been reached but prior to its authorization. Although quick notice may have alleviated some of the anxiety of nervous managers about being trapped in a bad contract, Silvia/Schroeder (2007, p. 1453) contend that it has not stopped the slide in sectoral agreements, arguing that those associations with such agreements do not seem to have declined noticeably slower than those without them; and further caution that the option has rarely been exercised.

In sum, after sharp falls in industry-wide bargaining (by the start of our sample period the number of employees covered by sectoral agreements had fallen to 68 (51) percent in western (eastern) Germany), recent innovations in collective bargaining may well have blunted further erosion in the number of establishments and workers covered by sectoral agreements and/or neutralized any trend toward increasing company bargaining proper. This is not to deny that the process of decentralization is ongoing. Indeed, the direct evidence is to the contrary. Thus, there are very few sectors where opening clauses have not been agreed upon. For example, as of 2005 around 13 percent of establishments in the IAB Establishment Panel covered by collective bargaining stated that their collective agreements contained opening clauses and about one-half of these establishments had made use of them. Furthermore, pacts for employment have provided the basis for yet further decentralization: a 2003 survey of works councils indicated that such pacts were in existence at about 23 percent of German companies with at least 20 employees (the proportion was much greater - at 46 percent - in establishments with over 1,000 employees). The principal issue is whether this decentralization is planned or destabilizing. And even where not destabilizing the ability of the system to meet the needs of decentralization confronts the issue of workplace representation through the agency of the works council, that other pillar of the dual system of interest representation comprising unions and works councils.

As we have seen, unified unions organize entire sectors and industries and negotiate industry-wide collective agreements. For their part, work councils are elected at plant level and represent the interests of all employees in the plant, not just union members. They enjoy relatively extensive powers, extending to codetermination rights, but not covering wage negotiations per se unless the bargaining parties at regional/industry level expressly cede them a role. That said, the wide-ranging influence of councils impart material de facto bargaining authority while over the course of time more conventional bargaining rights have accrued to them under both authorized/regulated and unauthorized decentralization. In other words, issues that were formerly dealt with only under collective bargaining are increasingly being addressed within the domain of works councils. At one level, then, works councils may be likened to Anglo-Saxon workplace unions even though the strike

weapon is foreclosed to them. It follows that any discussion of collective bargaining necessitates analysis of the course of works council representation.

Any decline in works councils (and of the union movement as well given their symbiosis)<sup>5</sup> limits the regulative capacity of German industrial relations institutions; in particular, the ability of the German system to decentralize may be threatened while further undermining trade unions. In the present treatment, we will consider the factors underpinning works council presence and works council formation/dissolution noted in the works council literature (see, for example, Addison/Schnabel/Wagner, 1997; Addison et. al., 2003, 2004; Jirjahn, 2009). We will also consider the role of collective bargaining in this regard, although we do not here explore the union-works council nexus in any real detail.

The attitude of the unions is also a constraint since it is hard to conceive of the needs of decentralized bargaining being best served by a situation in which the bargaining parties at sectoral level can exercise a right of veto as is the case with opening clauses. Finally, we have to recognize that the influence of collective bargaining extends well beyond its formal competence or reach. This is because a very considerable number of uncovered establishments/employees are influenced by the wages set under sectoral agreements by virtue of the 'orientation' of their employers toward such agreements. Thus, our analysis must seek at least to document this behavior as distinct from the classical uncovered case.

Despite the profound differences in the employment relations context charted earlier, the British private sector faces similar difficulties with respect to worker representation and collective bargaining as does Germany. Writing at the beginning of this decade, Millward/Bryson/Forth (2000, p. 234), reflecting on the findings of a study tracking employment relations over the previous two decades, commented: *"The system of collective relations, based on the shared values of the legitimacy of representation by independent trade unions and of joint regulation, crumbled [...] to such an extent that it no longer represents a dominant model."* Even where unions retained nominal bargaining rights, they were frequently overlooked in decision-making, and little or no negotiation over terms and conditions occurred. Commentators were to refer to unions as "hollow shells" (Hyman, 1997; Millward/Bryson/Forth, 2000; Brown et. al., 1998). As a consequence, the financial state of British trade unions is parlous (Willman/Bryson, 2009), severely limiting their powers to service current members' interests, let alone organize parts of the non-union sector. The tendency was therefore for new workplaces and new entrants to the labor force to be 'born' non-union (Machin, 2000; Willman/Bryson/Gomez,

---

<sup>5</sup>On this symbiosis, see in particular the recent work of Behrens (2009) who examines on the basis of the fourth WSI survey of works councils the extent to which the entity is actively involved in the recruitment of union members based on such factors as union support, union strategies, works council union density, the presence of workplace union representatives as well as structural establishment and workforce characteristics. A wider discussion of the union-works council nexus is contained in Addison (2009).

2007), resulting in a rise in the proportion of all employees in the labor force who had never been union members. This trend was even apparent in organized workplaces (Bryson/Gomez, 2005).

Union organizational weakness has manifested itself in a decline in the union wage premium (Blanchflower/Bryson, 2009) and, despite a more benign political climate under 'New Labour,' a widespread perception of union ineffectiveness among union members and non-members alike (Bryson, 2007; Bryson/Forth, 2009). Perhaps somewhat perversely, weaker unions may have been more attractive to employers as partners in organizational change and enhanced workplace performance. Union capacity to organize industrial action seems to have diminished Dix/Sisson/Forth (2009), and with it the last vestiges of fear among employers with which unions were viewed in the aftermath of the 1979 Winter of Discontent and the Miners' Strike of the early 1980s. There is indeed new evidence to suggest that employers do perceive unions as helpful in improving workplace performance (Bryson/Forth, 2009), and there has been a diminution in union negative effects on profitability - such that these effects are no longer statistically significant (Blanchflower/Bryson, 2009). However, employers have supplemented and, in some places, supplanted unions through the creation and widespread adoption of non-union forms of two-way communication offering employees 'voice' through non-union channels (Willman/Gomez/Bryson, 2009). Unlike the German case, where works councils provide a strong representative form of voice at the workplace for workers, British employers have placed the onus on direct communication mechanisms such as team briefings. Although they are the creation of employers, such mechanisms appear to enhance employee perceptions of managerial responsiveness to their needs and problems at the workplace (Bryson, 2004), potentially undermining the position of representative forms of worker voice such as trade unionism and joint consultative committees. (And, unlike works councils, it will be recalled that JCCs are voluntary rather than mandatory representative institutions, set up at the behest of management and not the workforce.)

Britain differs from Germany in another important respect. Unlike German employers, their British counterparts are able to 'mix and match' pay bargaining strategies, including bargaining coverage at workplace, organization, and sectoral level. However, although employers are at liberty to deploy different levels of bargaining, in practice, if there is any collective bargaining at all, it tends to be at a single-level (Bryson/Wilkinson, 2002). Such single-level bargaining reflects a more general trend towards the simplification of pay determination at workplace level (Kersley et. al., 2006, p. 184).

### 5.3 Some Theoretical Reflections on Bargaining Structure

Abstracting from macroeconomic considerations attendant upon the covariation of centralization (latterly, coordination) of the bargaining system and macro aggregates, centralized or at least more centralized wage agreements can be rationalized on a number of microeconomic grounds. The standard argument is that centralization creates homogeneous conditions for companies by taking the wage out of competition, providing comparable labor costs for all companies. More formally, transaction costs can be reduced by substituting collective negotiations for the plethora of individual bargains and through standardization of the terms and conditions of the employment relation. These savings in the costs of negotiation and regulation are said to be increasing in the degree of collective bargaining centralization and coverage. Further, as Schnabel/Zagelmeyer/Kohaut (2006, p. 172) point out, the transaction cost arguments may be stiffened by recourse to power considerations. Thus, they refer to the advantages to the employer side of being able to pool their resources when dealing with organized labor. Most obviously, employer organizations are designed to counter whipsawing - the picking off of employers one at a time.

That said, the attraction of decentralization is that single-employer agreements (or individual contracts) have the obvious advantage of allowing the parties to tailor the agreement to the situation of the company or plant. Establishment-specific problems can then more easily be taken into account. But if unions are organized at a different level or insiders have the power to dictate wages and conditions then more centralized contracting may be beneficial, implying that there may be some optimal level of centralization.

External developments intrude on this scenario. In particular, the heightened competition from globalization challenges existing structures and choices of the regulatory framework. Globalization increases the need for operational flexibility (i.e. differentiated responses) in response to changing conditions in product and factor markets - the notion of increased heterogeneity in production strategies and labor practices. In such circumstances, as Schnabel/Zagelmeyer/Kohaut (2006, p. 173), “[...] *the transaction-cost advantage of centralized arrangements decreases in favor of the informational and flexibility advantages of decentralized regulation.*” The requirements of flexible and local decision-making confront the relatively rigid rules set by collective bargaining. One aspect of this is the widely observed employer withdrawal from employer associations, as well as the reticence of newly-founded firms to join them (on the facts of the latter, see Kohaut/Ellguth (2008) who further document the general course of collective bargaining coverage between 1996 and 2007).

Much research has in fact been devoted to the effect of economic change on employer associations. For example, Traxler (2004) has considered the ability of employer associations to weather collective action problems in the face of unfavorable

economic conditions. In a cross-country setting he reports that institutional factors (of which the most important is the extension of multiemployer agreements to those employers not affiliated to the signatory employer association) are more important than economic factors (such as foreign trade dependence) as determinants of the level of employer density. This ties in of course with the varieties-of-capitalism model. However, economic change requires adjustment strategies on the part of employer associations, and Traxler observes that the functional adjustments (e.g. political lobbying, mergers, cuts in budgets, services, and dues, reorientation toward product market interests) have weakened them in relation to their constituency - if not labor unions. Further, weakening of the core function of multiemployer bargaining threatens the withdrawal of government support (based on macroeconomic considerations) and at root the survival of employer associations.

Traxler concludes importantly that supportive labor law has contained this risk by means of organized decentralization (see also Ochel, 2003, pp. 20-24). However, he cautions that the adjustment strategies followed by employer associations may exacerbate their problems in the long run while noting that decentralizing tendencies may become so dominant that multiemployer bargaining loses control of the process and ultimately fades away. A not dissimilar conclusion is offered in the very different treatment by Silvia/Schroeder (2007), who argue that the interests of large and small employers have diverged fundamentally since the mid-1980s with the attempt by the latter to shift the burden of adjustment to cost pressures on to the former, leading smaller employers to desert employer associations. The response of employer associations in the form of two-tiered membership and like measures is an attempt to bridge the gap. Not only is this narrative inconsistent with the predictions of the varieties-of-capitalism model but, if a tipping point has already been reached, it may also constitute support for the polar opposite position of the convergence (around an Anglo-Saxon model) thesis.

Finally, we have not mentioned the effect of transnational economic integration on unions. Two points are in order here. First, there is broad consensus that unions have been impacted harder by the economic changes detrimental to collective action. Heightened unemployment and growing internationalization, so the argument runs, have exacerbated pre-existing, pre-associational power asymmetries. Second, weakened unionism reduces the incentive to engage in multiemployer bargaining. Alternatively put, union decline strengthens the importance of the supportive role of labor law and provides the basis for Hassel's (2002, p. 316) conjecture: *"If it were not for such political support, the erosion of the German system of industrial relations would be even more rapid and more pronounced [...]."*

And what of that other form of worker representation, the works council? Transaction costs may be important here as well since works councils might lower communications costs in larger and likely more complex and hierarchical organizations. But theoretical considerations have mostly focused on the works council-collective bargaining nexus. One idea is that where a works council is embedded in a collec-

tive bargaining arrangement, the tendency of the works council agency to engage in rent-seeking behavior will be sharply constrained, leading it to concentrate on production rather than distribution issues (Freeman/Lazear, 1995; Hübler/Jirjahn, 2003) Thus, employers may be members of an employers association/participate in sectoral bargaining so as to limit rent seeking by the works council and take advantage of the pro-productive voice aspects of the entity. But works councils are elected by workers and not by management even if the latter can influence that decision (see section 5.4). And there are grounds for expecting a positive association between sectoral bargaining and works councils by reason of employee choice: works councils may need the support of unions to strategically shape outcomes (Wever, 1994). On the other hand, if they are seeking to extract rents, workers may see less value in voting in a works council in situations where there is a collective agreement in place. More generally, since works council rights are a function of employment size, workers should be less inclined to elect a council in smaller establishments.

A very different view of works councils is that they are defensive agencies, so that workers might elect them to protect quasi rents they have created through investing in firm-specific capital/training (Jirjahn, 2009). This time the opportunism is viewed as emanating from the employer side. Attention then shifts to the factors that might make employer opportunism more likely, such as transitory negative shocks and adverse economic situations more generally. On this view, works councils are likely to be introduced when workers anticipate a financial crisis. Arguments such as a poor sales situation might thus be included alongside other suspects reflecting heightened uncertainties (such as those associated with certain payment systems, research-based market strategies, and ownership forms that encourage employer risk taking).

## 5.4 Empirical Studies

There have been comparatively few *et. par.* investigations of the structure of collective bargaining in Germany despite the extended debate on decentralization. We focus here on the set of studies of Schnabel and colleagues since these are among the best known in charting changes in the structure of collective bargaining while using the same data set as do we. Key arguments deployed in this series of studies and the related literature (on which, see the references contained in Schnabel/Zagelmeyer/Kohaut (2006)) include establishment/organizational size, establishment type, establishment age, workforce characteristics, form of ownership, and (proxies for) the nature of the employer association. The relevance of establishment/organization size is that the transaction costs of concluding individual contracts may be reduced by collective bargaining which may also reduce complexity and improve communications. And if larger plants are more likely to be unionized, there are advantages in collective action that may be underscored by the orienta-



tion of the latter or at least by the collective good of wage moderation.<sup>6</sup> For its part, branch plant status likely reflects spillover effects from the parent company favoring collective bargaining (*vis-à-vis* independent establishments of similar size).

Perhaps the most important reason for the inclusion of establishment age is a mechanical one: the very persistence of bargaining structures. Further, younger plants may need more flexible institutional structures first to survive and then to grow. For its part, homogeneity of the workforce may point to greater benefits from the standardization associated with centralization. Conversely, higher shares of (firm-specific) skilled workers may mean that solutions are best handled in house. That said, expectations might be reversed if the unskilled are less unionized or if lower skill levels limit the scope for opportunistic behavior and thence the need for collective regulation. Ownership of the company may be influential in a number of respects. In the first place, it is less likely that individually-owned businesses need follow a collective agreement on transaction cost grounds. Moreover, foreign-owned establishments may need to follow different institutional settings set from without. Finally, as our preceding discussion has suggested, the type of employers' association may be important. In particular, associations offering opt-out clauses and more flexible forms of membership forms may stem membership losses. As a practical matter, however, lacking such information in regular data sets inferences have to be made on the basis of blunt industry dummies.

With these preliminaries behind us, we next review studies by Schnabel/Zagelmeyer/Kohaut (2006) and Kohaut/Schnabel (2001, 2003b). Schnabel/Zagelmeyer/Kohaut (2006) provide a comparative study of the determinants of bargaining structure in Britain and Germany in 1998 and 2000, respectively. Since they report that more or less the same set of variables in the two countries are associated with firms' choice of governance structure, we will focus on their results for Germany here. The authors' ordered probit results suggest that the probability of multiemployer bargaining rises with establishment size (especially in eastern Germany, where a doubling in employment size from 100 to 200 employees increases the probability of multiemployer bargaining by 6 percentage points), albeit at a decreasing rate. Branch plants are less likely to have no collective agreements and more likely to have multi-plant bargaining than are independent businesses. Newly-founded establishments are less likely to make use of multi-employer bargaining, while plants with larger shares of low-skilled workers are more likely to engage in multiemployer bargaining. Finally, foreign ownership has different effects in western and eastern Germany, increasing the probability of no collective bargaining in the former region and lowering it in the latter.

Again using the IAB Establishment Panel, Kohaut/Schnabel (2001) provide a

---

<sup>6</sup>Noting, however, that smaller employers may have a greater need to increase their collective bargaining power, Schnabel/Zagelmeyer/Kohaut (2006) suggest using a quadratic in employment size.

probit analysis of the determinants of applicability of a sectoral wage agreement, an ordered probit analysis of the applicability of contract type (where the dependent variable is an index taking the value of 4 for a sectoral agreement, 3 for a firm agreement, 2 for no collective bargaining per se but where the firm orients itself to a (sectoral) collective agreement, and 0 where there is neither a collective agreement nor a process of orientation), and finally a probit analysis of the abandonment of a sectoral agreement. In each case the outcome year is 2000. The main results of the initial probit analysis is that the application of a sectoral agreement is positively associated with establishment size (although again at a decreasing rate), branch plant status, and (on this occasion) with the share of qualified workers, and negatively associated with the age of the establishment, its legal form (where it is an individually-owned firm), and foreign ownership (though not for eastern Germany). The factors that are associated with of a sectoral or multiemployer agreement presence assume opposite sign when it comes to their abandonment, although the effects are less well determined. In addition, firms are less prone to leave a sectoral agreement where a works council is present and where they already pay higher wages than laid down in that collective agreement. Finally, the authors' ordered probit analysis suggests that formalization is more likely the larger the firm, among older and branch plants, and where the workforce is more qualified. Again as before, individually- and foreign-owned firms are less likely to apply (or refer to) contracts of any sort. In their subsequent analysis of the application/abandonment of sectoral agreements, Kohaut/Schnabel (2003b) obtain much the same set of results using data for 2001 and pooled data for 1998-2001.

Two final studies by Schnabel and colleagues might usefully be addressed in conclusion. First, Kohaut/Schnabel (2006) examine the prevalence of opening clauses in sectoral agreements and the extent to which they are utilized by firms. Using data from the 2005 IAB Establishment Panel, the first to contain a question on such opt-out clauses, the authors note that 13 percent of covered establishments stated that their sectoral agreements contained opening clauses. Interestingly, however, a much larger share of these establishments were unaware of whether or not the sectoral agreement contained any such clause(s). Subject to this caveat, approximately, one-half of the establishments used such clauses. In examining the determinants of the use of the two types of opening clauses - adjustments to working time and (less commonly) reductions in wages - Kohaut and Schnabel report that poor profitability of the enterprise is a key initiator.<sup>7</sup> The authors conclude that improved information about existing opening clauses as well as increases in their frequency might improve acceptance of the German system of collective bar-

---

<sup>7</sup>For a more detailed discussion focusing on the timing of opening clauses and the impact of the two types on wages in the manufacturing sector of Baden-Württemberg using the German Structure of Earnings Survey, see Heinbach (2007).

gaining and reduce the tendency of firms to withdraw from employer associations and hence sectoral bargaining.<sup>8</sup>

In a separate study of contractual wage payments in excess of those fixed under sectoral bargaining (*übertarifliche Entlohnung*), Jung/Schnabel (2009) observe that 40 percent of establishments covered by sectoral and firm-level agreements pay higher wages than are stipulated in the relevant agreement. Although their main concern is with the determinants of the wage cushion (and, ultimately for technical reasons, with its presence), our interest is mainly in their more descriptive findings. Jung and Schabel report that establishments covered by firm agreements are significantly less likely to have wage cushions. The argument is of course that wage cushions are necessary to overcome the restrictions imposed by centralized agreements, whereas firm-level agreements are tailored to firm-specific conditions. Next, it is reported that the incidence of wage cushions has declined in recent years, along with the coverage of collective agreements. Finally, the excess of wages over contractual levels has also declined - from 48 percent in 2000 to 43 percent in 2006. The authors' interpretation is interesting: centralized bargaining has become more dominant to the extent that fewer firms deviated from the sectoral contract.

In the light of the above, it seems that there are grounds for anticipating a positive (negative) association between establishment size and age (foreign ownership) and formalization (i.e. collective bargaining, ignoring for the moment the distinction between single-firm and multiemployer agreements). There is some theoretical suggestion that a more homogenized and in particular less skilled labor force should be associated with collective bargaining, although this relation may be undercut/reversed by the insider behavior or unionization of more skilled groups. Single plants (as opposed to branch plants) may also on the basis of practical considerations and past research be expected to have less recourse to formalization and the same may be true of individually-owned enterprises although here there may be a positive association with works council formation on managerial pressure grounds.

We include all such arguments and a range of others. First, we deploy a much wider range of workforce characteristics (shares of female workers, part-timers, and fixed-term contract workers, as well as skilled workers). This is partly because we are also interested in examining the determinants of (changes in) works council status. But the use of atypical workers in particular may give plants an added degree of freedom and other things equal weaken the tendency to leave collective agreements. Similarly, expected increase in sales may give more room for maneuver. By the same token, they may also lessen the attraction of works councils to workers (see below).

---

<sup>8</sup>For a parallel analysis of the determinants of pacts for employment and competitiveness based on the 2003 WIC works council survey, see Ellguth/Kohaut (2008), Massa-Wirth/Niechoj (2004) and Seifert/Massa-Wirth (2005). On the effects of pacts, see Hübler (2005a,b), Bellmann/Meyer/Gerlach (2008) and Bellmann/Gerner (2009).

Higher shares of exports in output, greater product market competition, R&D and advanced technology might all mirror the expected association between foreign ownership and collective bargaining. Differences in export propensity limit product commonalities and employment standardization needs of employers, heightened competition strengthens the importance of differentiated responses, while technological and structural change may further affect companies (and also occupational groups) differently and elevate the informational and flexibility advantages of decentralized regulation.

The trend toward organizational change at the workplace - as manifested in a decentralization of decision making (delegation of responsibilities, introduction of team-work and profit-centers) - might also be expected to require greater flexibility than permitted by the rules set under centralized (strictly sectoral) bargaining, subject to the opt-out clauses mentioned earlier. Moreover, some or all of such measures may substitute for other forms of workplace representation and in particular the work council.

Studies of the determinants of works council presence (and formation/dissolution) are altogether more numerous than for collective bargaining status (see, for example, the references contained in Jirjahn (2009)), not least since they also form part of the burgeoning literature of the effects of works councils on firm performance (reviewed extensively in Addison (2009)). Perhaps the main relation in the present context is that the entity is more likely to be observed in situations where the firm is covered by a collective agreement, irrespective of the form of the agreement with the growth of decentralized bargaining tendencies noted earlier. That is to say, works councils are not only responsible for the local administration of collective agreements but also have become more involved in their negotiation in recent years. To this largely descriptive association, we can of course add the aforementioned predictions stemming from heightened uncertainty and directly proxied by, say, profit-sharing schemes and inversely proxied by expected improvements in sales. A recent paper by Mohrenweiser/Marginson/Backes-Gellner (2009) takes the issue further than can we. This is because the authors have information from a unique data set on the extent to which the two sides - the workforce and plant management - are involved in the setting up of a works council. They report that although the former alone calls for the election of a works council in around two-thirds of the 60 companies that set up a works council between 2001 and 2005, in the remaining one-third of cases management was actively involved in the process (e.g. by motivating workers to call for an election). Consistent with Jirjahn (2009), they report that the establishment of a works council is basically triggered by uncertainty on the part of the workforce as to the security of employment caused by organizational shocks and reflecting informational problems/asymmetries that can be tackled by the information and consultation rights of the works council. The motive is defensive: risk protection (or what Jirjahn terms 'rent protection'). Where management is the triggering agent, it is argued that expected productivity im-

provement dominates potential rent distribution. At issue of course is whether the authors' methodology establishes the primacy of rent protection over rent creation and the unexplored issue of works council dissolution.

Finally, we note that any study of changes in the structure of German collective bargaining and worker representation should, for the reasons given earlier, control for industry affiliation. Similarly, it should also control for region, given the different trends in eastern and western Germany (namely, the more pronounced erosion of sectoral bargaining in the former region).

Turning to Great Britain, the fragmented nature of the British industrial relations system means that the focus of empirical investigation has been workplace-level employment relations, facilitated by the publication of the Workplace Employment Relations Surveys where the unit of analysis is the workplace. The standard measure used to identify formal union bargaining rights has been union recognition, rather than collective bargaining coverage. Union recognition indicates whether a union is "recognized by management for negotiating pay and conditions for any sections of the workforce in the establishment" - at workplace, organizational, or sectoral level. Although the two measures are conceptually very similar and highly correlated in practice, there has been some divergence in recent years and a growing proportion of workplaces with union recognition appear to have no active collective bargaining. For many observers, this gap in the two measures, which we will return to below, is at least partly explained by the increasing inability of unions to get the employer to bargain over terms and conditions, even when a framework for such negotiation is in place (Brown et. al., 1998). In the absence of clear legal rules governing the enforcement of bargaining rights in Britain, unions have tended to rely on their bargaining power, traditionally proxied by the proportion of workers who are union members at the workplace (i.e. union density). The latter magnitude continues to decline in the private sector, even if the pace of decline is not as rapid as it was in the 1980s and early 1990s. Measures of union strength used in the past - such as separate bargaining arrangements in the face of multi-unionism - have become so uncommon that they today are no longer the focus of attention, while others (such as closed shop arrangements) are no longer permitted under British law. Nevertheless, it would be quite misleading to assume that all unions are weak in British workplaces. Indeed, Millward/Bryson/Forth (2000, chapter 5) show a bifurcation in union strength using measures of density, on-site lay representation, and collective bargaining coverage. Unions continue to influence outcomes such as wage setting, but only where the workplace has a high percentage of employees whose pay is set by collective bargaining (Millward/Forth, 2004).

Although there are potentially important theoretical implications for firm performance having to do with the level at which bargaining occurs, their effects have rarely been tested in Britain of late due to the rapid decline of sectoral bargaining.<sup>9</sup>

---

<sup>9</sup>For discussion of these theoretical effects, particularly the effects of industry-level bargaining,

The empirical literature on the determinants of different bargaining levels is also very sparse. Rather, the focus has been upon whether a workplace is unionized or not and, if so, how strong the union is at workplace level.

The analysis of Schnabel/Zagelmeyer/Kohaut (2006), mentioned earlier, provides the only study of the correlates of collective bargaining arrangements in Britain and Germany, using workplace-level data. Based on empirical analyses of the 1998 Workplace Employment Relations Survey and the 2000 IAB Establishment Panel, the authors argue that the correlates of bargaining arrangements are similar for both countries. They point to the significant role played by factors such as establishment size, single versus multi-plant organizations, foreign ownership, and establishment age. However, their analysis differs in a number of important respects from our own. First, their study covers the whole economy (public and private sectors together) whereas we focus on the private sector. Second, they provide ordered probit estimates on a 2000 cross-section for three states: absence of bargaining, single-employer bargaining, and multi-employer or sectoral bargaining. In contrast, we focus on probit and multinomial logistic estimates for the presence or otherwise of particular bargaining regimes and switching across regimes using panel data. Third, our model specifications differ in a number of respects from theirs. For example, we incorporate lagged regime status in our panel models, JCC status, and variables capturing market competition. Finally, these authors' models are unweighted whereas we use survey-weighted data.

The most recent *cet. par.* investigation of the correlates of union recognition in the private sector is by Blanchflower/Bryson (2009). In addition to sizeable differences in the probability of unionization by region and industry, factors independently correlated with higher union recognition probabilities in this study are firm and establishment size, domestic ownership, establishment age, and some features of workforce composition such as the manual/non-manual split (although this effect has diminished over time). Pooled analyses for the period 1980-2004 also show a strong independent time trend, with the probability of union recognition declining since the early 1980s. Others have shown that this cohort effect may date back to the early post-war period (Millward/Bryson/Forth, 2000, pp. 55-56) go on to calculate that two-thirds of the decline in private sector union recognition is within-group and thus is more akin to a preference on the part of employers (conditional on their observable characteristics) rather than being accounted for by compositional change in the population of British workplaces.

Brown/Bryson/Forth (2009, pp. 26-31) undertake a similar analysis, but this time focusing on the incidence of (any workers being covered by) collective bargaining at the workplace. But their results are similar: the probability of collective bargaining is higher among larger and older establishments and in multi-plant and

---

see Bryson/Wilkinson (2002, chapter 2, endnote 6). And for a rare empirical study exploring the effect of industry-level bargaining on firm performance in Britain, see Menezes-Filho (1997).

larger firms. They uncover similar time trends as well. They also present clear evidence of workforce composition effects, collective bargaining coverage being less likely in workplaces with a higher share of female workers and a greater proportion of non-manual workers. However, the main thrust of their analysis relates to the pervasive influence of product market competition. They show that increasing product market competition has played a critical role in undermining collective bargaining arrangements, with employers increasingly resorting to unilateral pay setting at the organization or workplace level.

## 5.5 Data

The German data used in this inquiry are taken from the IAB Establishment Panel. The Panel is based on a stratified random sample of the plants<sup>10</sup> - the strata are currently defined over 17 industries and 10 employment size categories - from the population of all establishments with at least one employee covered by social insurance (Fischer et. al., 2009). The basis for sampling is the Federal Employment Agency establishment file, containing some 2 million establishments. The panel was set up in 1993 for western Germany so as to provide a representative information system permitting continuous analysis of labor demand. It was applied to eastern Germany in 1996 and is therefore now nationwide in its coverage. From the outset the IAB Establishment panel was intended as a longitudinal survey, so that a large majority of the same plants are interviewed each year. To correct for panel mortality, exits, and newly founded firms, however, the data are augmented regularly. Taken in conjunction with other extension samples (to allow regional analysis at the federal state level), the panel has grown over time and now the number of plants surveyed is around 16,000 units.

The panel questionnaire consists of a set of questions that are asked in identical form each year. Such questions cover employment development, business policy, vocational training, personnel structure/movements, investment, wages and salaries, and adherence to collective agreements. Since 2007 these basic subject 'blocs' have been augmented by questions on further training, innovation, and working time. And at regular three-year (now two-year) intervals, the basic indicators are regularly supplemented by additional questions on such things as public funding. In addition to these fixed and quasi-fixed elements, other varying 'current focus' subjects are included every year. These have included questions on the demand for qualified employees and the employment of older workers and the cooperativeness or otherwise of the works council. Finally, the survey is conducted in mid year and as a result some questions - on annual sales, investment, and the profit situations - are asked retrospectively in the following year's survey.

In the present study we restrict the German data to the period from 1998 to

---

<sup>10</sup>Large plants are oversampled but the sampling within each cell is random.

2004 to maintain correspondence with the British WERS98. Over this entire period the German raw sample contains a total of some 95,375 observations. The following filters were applied to provide a sample of seven cross sections that are comparable to the final estimation samples. The filters were as follows (with the number of observations lost in applying each being given in parenthesis): selection of industries (15,560); selection of plants employing at least 5 employees (13,688), excision of public corporations (1,133); excision of plants where information on sales is not provided (6,967); and excision of plants where information on either collective agreement status or works council status is missing (4,892). Most of our descriptive results for Germany, therefore, are based on a total number of 53,135 observations, or approximately 7,600 observations a year on average.<sup>11</sup>

In a second step, this sample is reduced to establishments that are observed in 1998 *and* 2004 (but not necessarily in any or all intermediate years) to provide a final estimation sample similar to the WERS98. This estimation sample will be referred to as the incomplete panel case, and contains 1,747 establishments or 3,494 observations. We will also deploy a smaller sample made up of 1,060 establishments comprising those plants for which we have information in every single year of the sample period 1998 to 2004. This will be referred to as the *complete panel* case.

Prior to presenting the descriptive statistics, some additional comments on the data set should be noted. First, we also used the 1993 and 2005 waves to check responses to the collective bargaining (and works council) status questions. Given inertia, plants that responded to the status question(s) as either yes-no-yes or no-yes-no in the three years 1997/99 and 2003/05 were treated as yes-yes-yes and no-no-no, respectively, involving some recoding of the beginning and end-of-period responses. Second, changes in industrial classification in 1999 do not cause any problems for us because of the design of the present study. Thus, for the descriptive analyses, the cross sections are reduced to the same set of industries using the corresponding classification provided each year, whereas our estimations are in most cases based on data for 1998 and hence are unaffected by changes in industrial classification. Moreover, our estimations are based on the plants being observed in both 1998 and 2004, so that the classification for 1998 can be used, assuming establishments do not change industry. Third, we use weighted data throughout. The inverse of the selection probability is used for cross-section weighting. Due to the nature of the weighting process, it is generally the case that an establishment is allocated different weighting factors in any two subsequent waves.<sup>12</sup> Definition of the variables used and descriptive statistics are provided in Appendix Table C.1.

---

<sup>11</sup>A detailed overview of the sample sizes and the filters applied are available from the authors upon request.

<sup>12</sup>Either because the target structure (the number of establishments or employees in the target structure of the respective weighting cell) changes, or because the number of surveyed establishments in the weighting cell changes, and/or because an establishment changes, size, industry or federal state between two waves.



Our British analysis deploys three data sets. These are the Workplace Employment Relations Surveys (WERS) of 1998 and 2004, which are cross-sectional surveys of workplaces and their employees, and the 1998-2004 Panel. The latter is based on a stratified random subsample of the 1998 WERS cross-section that was followed up in 2004. That follow-up consisted of a dedicated panel survey which was considerably shorter than the 1998 survey interview. This asymmetry in data collection means that pooled analyses of the 1998 and 2004 Panel data draw on a more restricted set of data items than those analyses which seek to predict 2004 outcomes with 1998 covariates.

Our empirical analysis is confined to private sector workplaces with 10 or more employees, since this was the lower employment threshold for inclusion in the 1998 survey. The unweighted sample is 587 workplaces, though some cases are dropped in the analysis because they have missing information on one or more key data items. Throughout our analyses are weighted with survey sampling weights that account for the probability of sample selection (which in WERS is a function of establishment size and industry). The population sampling frame from which the surveys are drawn is the Inter-Departmental Business Register (IDBR).<sup>13</sup>

Unlike the IAB Establishment Data, in the British case we only observe workplaces at two points in time, namely, 1998 and 2004. Thus the data offer 'snapshots' of those workplaces at two points in time, although there is a small amount of retrospective questioning about what has happened in the intervening years. Our data structure allows us to identify three types of workplace. First, there are those that survived throughout the period 1998-2004 and had at least 10 employees at the beginning and the end of the period, since this is the sampling threshold for inclusion in the 1998 survey. We call these units 'stayers.' All the Panel workplaces are, by definition, stayers but we can also use information on age of establishment and establishment size to identify stayers in both cross-sections. Second, we can identify 'joiners,' that is, those new workplaces born since 1998 together with those that grew above the 10 employee threshold since 1998. The third group is 'leavers,' consisting of workplaces that were present in 1998 but had either died by 2004 or else had shrunk below the 10 employee threshold. We use these data in combination to establish the role played by behavioral change among stayers on the one hand and compositional change arising from the differential incidence of bargaining practices among leavers and joiners on the other. In order to accomplish this we must rely on definitions of union recognition, collective bargaining and joint consultative committees (JCCs) that are consistently measured in both the two cross-sections and the Panel. This is relatively unproblematic in the case of union recognition and JCCs. However, WERS collects bargaining coverage data in a number of ways. We use measures available for the two cross-sections and the Panel. The collec-

---

<sup>13</sup>For full information on the surveys, see Kersley et. al. (2006), Cully et. al. (1999) and Chaplin et. al. (2005).

tive bargaining measure identifies whether a workplace determines pay for any of its occupational groups using collective bargaining, either through multiemployer, organization-level, or workplace-level bargaining. The manager responsible for human resources is asked to identify which of eight methods are used to determine pay for the single-digit occupations at the workplace. The first three codes relate to sectoral, organizational and workplace-level bargaining, respectively. The reasons for relying on this measure are two-fold. First, it is the only consistent measure of collective bargaining across the two cross-sections and the Panel. Second, it is the only measure which permits us to distinguish between coverage at workplace, organization, and sectoral level. However, the downside is that it understates the level of collective bargaining relative to measures that also incorporate other WERS data items.<sup>14</sup> Definition of the variables used and descriptive statistics for the British case are provided in Appendix Table C.2.

## 5.6 Findings

### 5.6.1 Results for Germany

Weighted data on the evolution of collective bargaining and worker representation - sectoral agreements, firm agreements, no agreements, and works councils - are provided in Appendix Table C.3. Figures 5.1 and 5.2 present the material in a more digestible form for establishment and worker coverage, respectively. Beginning with collective agreements, it is clear from Figure 1 that employer coverage by sectoral agreements declined materially over the sample period: from 48.9 percent to 40.4 percent coverage. On the other hand, the coverage of firm agreements among employers was more stable, declining from 4.8 percent in 1998 to 2.8 percent in 2004, with most of that decline occurring after the first year. Corresponding to the decline in sectoral bargaining was a marked increase in the number of firms without any collective agreements. These rose from 46.2 percent in 1998 to 56.8 percent in 2004. For their part, the share of firms with works councils showed considerable inertia, generally exceeding 9 percent over the sample period.

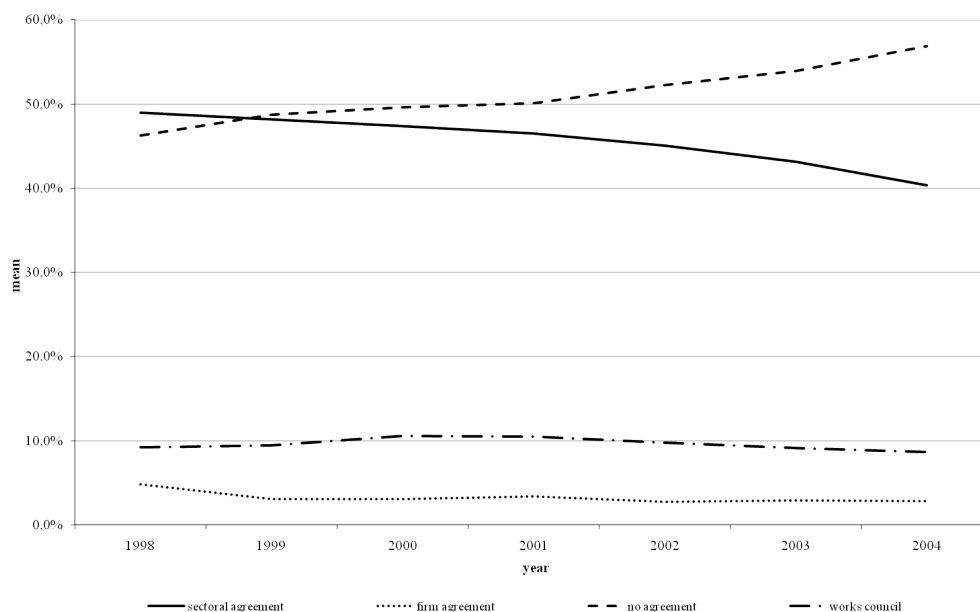
Figure 5.2 looks at corresponding changes in the shares of covered and uncovered employees. Beginning again with sectoral bargaining, the recorded fall in the share of covered workers was from 62 percent to 53.8 percent, somewhat less than in the case of establishment coverage. Imperceptible falls were recorded for firm agreements (8.6 percent to 8.0 percent). Correspondingly, the number of workers uncovered by either type of collective agreement duly rose from 29.3 to 38.2 percent. Again, works councils coverage displayed considerable stability, although a small overall decline from 45.3 to 43.7 percent was observed.

---

<sup>14</sup>For a full discussion of this issue see Kersley et. al. (2006, pp. 181-188 and footnotes 1 and 3 in chapter 7).

**Figure 5.1**

The Collective Bargaining and Works Council Coverage of Establishments in Germany, 1998-2004 (establishments with at least 5 employees, cross-section weighted data)

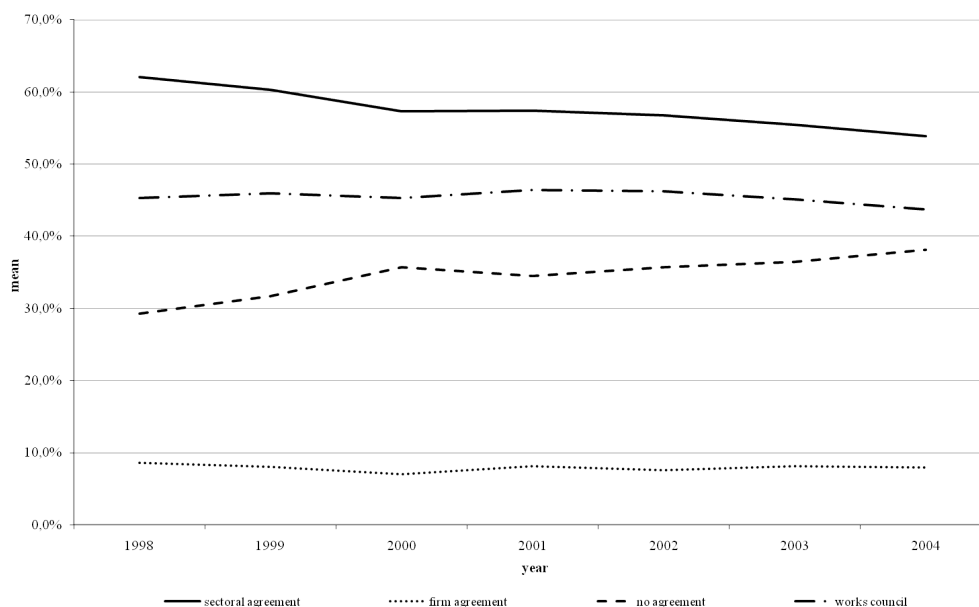


Two further points are in order. First, as regards the collective bargaining-works council nexus, declines in sectoral agreement coverage among establishments with works councils were no less pronounced than among establishments without works councils. For example, sectoral agreement coverage of employees was 77.3 percent in 1998 in works council establishments and 49.4 percent in their works council free counterparts; by 2004 these figures had fallen to 69.2 and 41.9 percent, respectively. Similar declines were observed in the sectoral agreement coverage of establishments in the two regimes. Accordingly, there is nothing really to suggest that coverage in either case held up better in the presence of workplace representation.

Second, there are those German plants that although they do not have collective bargaining nonetheless orient themselves towards a collective agreement (The following question is asked of those not bound by a collective agreement: “*Are you [nonetheless] acting upon an industry-wide agreement?*”) This raises the possibility that a decline in collective bargaining might have been counteracted by an increase in the number of firms orienting themselves towards such framework agreements. As a practical matter, we discover that the share of all employers (employees in establishments) that did not orient themselves towards a collective agreement rose between 1999 (the first year for which data were available) and 2004 from 25.4 (15.2) to 29.2 (18.7) percent. Over the same interval, the share of all employees (establishments) that did orient rose more slowly from 21.9 (15.5) percent to 25.1 (17.8) percent. In other words, there was some relative fall in orientation among

**Figure 5.2**

The Collective Bargaining and Works Council Coverage of Employees in Germany, 1998-2004  
(establishments with at least 5 employees, cross-section weighted data)



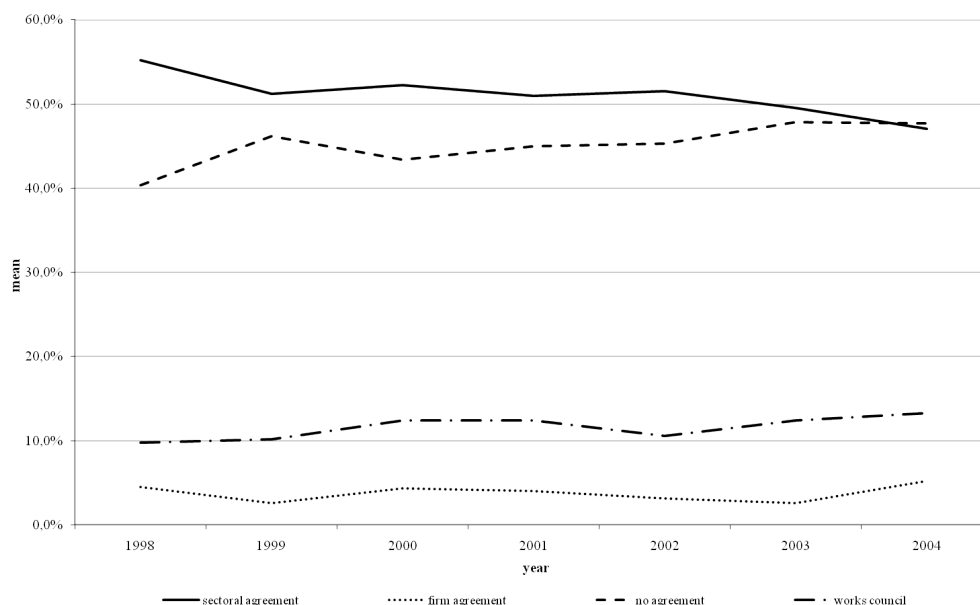
the steadily increasing numbers of plants and employees not covered by collectively bargaining (see Appendix Table C.4).

The next question that arises is whether the decline in collective bargaining is observed throughout or is instead a compositional phenomenon, with different behavior being recorded by stayers, joiners, and leavers. To examine this question we first examine changes in the status of those establishments that remained in the panel throughout, the 'stayers.' Figure 5.3 presents weighted data for these stayers, based on the information supplied in Appendix Table C.5. As can be seen, the broad trends evident in Figure 1 are replicated in Figure 3. Beginning with sectoral agreements, establishment coverage rates declined from 55.2 percent to 47.1 percent, while establishments without collective agreements grew from 40.4 percent to 47.7 percent of the total. There were even modest increases in the share of establishments with works councils (from 9.8 percent to 13.2 percent) and with firm-level collective agreements (from 4.5 percent in 1998 to 5.2 percent on 2004, albeit with several reversals). Figure 5.4 which describes the situation from the perspective of employment shares reveals a more muted picture of sectoral bargaining decline and uncovered sector growth, but more marked works council growth.

At the same time, based on the data supplied in Appendix Table C.6, it can be seen that, among entrants to the panel, which may be recently-founded establishments or plants sampled for the first time, establishment (employment) coverage by

**Figure 5.3**

The Collective Bargaining and Works Council Coverage of Establishments in Germany, Permanent Stayers, 1998-2004 (establishments with at least 5 employees, cross-section weighted data)

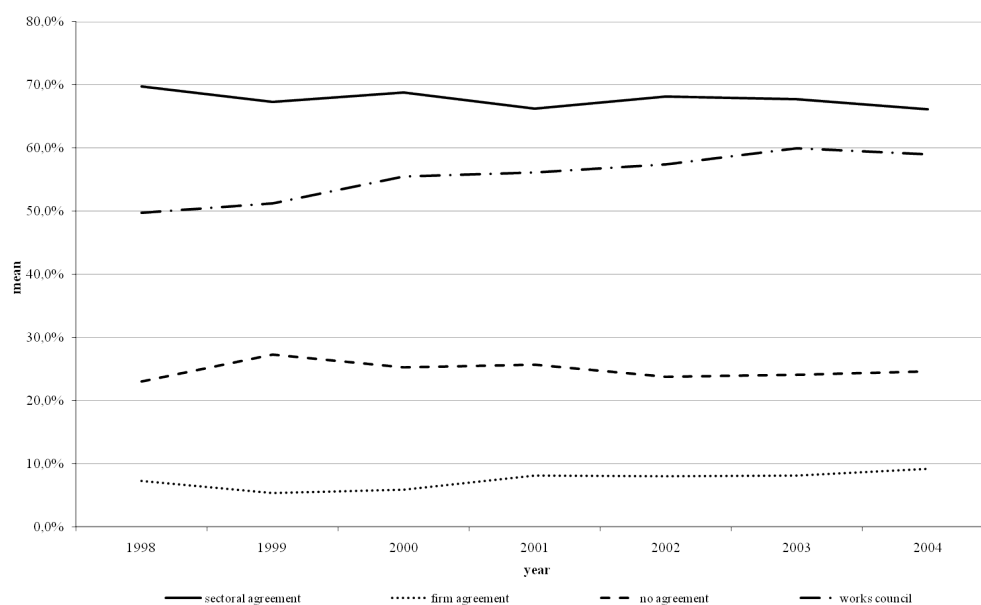


sectoral agreement fell from 50.4 (61.9) percent in 1998 to 31.6 (53.4) percent while the share of uncovered plants (employment) rose from 45.5 (29.3) percent to 64.9 (38.6) percent. Among 'exits,' comprising plants that had closed and nonrespondents, the corresponding values were (from 1999; see notes to Appendix Table C.7) 50.7 (56.5) to 38.2 (51.0) percent and 46.1 (31.5) to 59.8 (40.0) percent. In short, while the basic trends in respect of sectoral agreements and the zero collective bargaining zone point to a general decline in the importance of framework agreements the tendencies are much stronger among entrants and exits than stayers. Finally, as far as works councils are concerned inertia is the order of the day with little to choose between stayers, leavers, and entrants.

Let us next consider transitions into and out of collective bargaining and workplace representation as between 1998 and 2004. Table 5.1 summarizes such movements with separate results for the complete and incomplete panels. It will be recalled that for the former or balanced panel one has information on each and every year of the eight years whereas in the case of the latter panel information on one or more of the intermediate years is missing. Beginning with works councils, we observe that just 3.7 percent of all firms changed their works council affiliation among the incomplete panel. (These comprised the 1.83 percent of firms that had no councils in 1998 and 23.04 percent of the much smaller number of firms with councils in 1998.) Similar magnitudes are reported for the balanced panel.

**Figure 5.4**

The Collective Bargaining and Works Council Coverage of Employees in Germany, Permanent Stayers, 1998-2004 (establishments with at least 5 employees, cross-section weighted data)



Somewhat less evidence of persistence is reported in the case of collective agreements of any type. Now almost 20 percent of firms in the incomplete panel and slightly less than that in the balanced panel changed their collective bargaining status. This reflects changes in industry-level agreements shown in the next two columns of the table. In the case of the incomplete panel a little over 20 percent changed their sectoral agreement status (made up of the more than one in ten firms without collective agreements in 1998 that had entered framework agreements by 2004 and the more than one-quarter that had left such arrangements). Although the latter percentage was much the same as observed for works councils, note the very much larger sample of firms in both categories. Again there are minor differences between the balanced and incomplete panels.

Transitions into and out of firm level collective agreements tell a very different story. Overall, there were fewer transitions than in the case of works councils. Less than 4 percent of firms introduced or exited such arrangements, but of those firms with firm-level agreements in 1998 more than one-half had abandoned them by 2004. Not surprisingly in view of the numbers the huge majority of firms did not change their status. Again, more firms exited collective agreements than entered them.

The results of trying to explain collective bargaining of any type using pooled data for the two years 1998 and 2004 are given in the first column of Table 5.2, again using weighted data. Our probit estimates suggest that larger and older

**Table 5.1**  
Transitions in the Collective Bargaining and Works Council Status of German Establishments  
between 1998 and 2004, Weighted Data

	Works council		Collective bargaining of any type		Sectoral collective bargaining		Firm-level collective bargaining	
	Incomplete panel	Complete panel	Incomplete panel	Complete panel	Incomplete panel	Complete panel	Incomplete panel	Complete panel
Always existing	6.70%	7.30%	42.60%	44.40%	39.30%	40.50%	1.30%	2.00%
Introduced	1.70%	2.50%	4.20%	2.80%	4.90%	3.10%	1.20%	1.70%
Abolished	2.00%	2.50%	15.60%	15.20%	15.20%	14.70%	2.40%	2.50%
Never existing	89.70%	87.70%	37.60%	37.50%	40.60%	41.80%	95.00%	93.80%
Net change	-0.30%	0.00%	-11.40%	-12.4%	-10.30%	-11.70%	-1.20%	-0.70%
Observations	318,561	184,021	318,561	184,021	318,561	184,021	318,561	184,021

Source: IAB Establishment Panel 1998 to 2004, own calculations.

plants, plants with works councils, plants that have recently delegated decision making authority, and plants located in Western Germany are all more likely to have collective agreements. Conversely, establishments having a greater export share and a higher proportion of workers on fixed-term contracts are less likely to be covered by collective bargaining.<sup>15</sup>

**Table 5.2**  
Probit Pooled Estimates of the Determinants of Collective Bargaining (Any Type, Sectoral, and Firm-Level), Germany, 1998 and 2004, Weighted Data

	Collective bargaining of any type	Sectoral collective bargaining	Firm-level collective bargaining
Year (2004)	-0.301*** (0.089)	-0.259*** (0.088)	-0.170* (0.099)
Log establishment size	0.160** (0.076)	0.148** (0.070)	0.057 (0.089)
Increasing sales expected	0.046 (0.137)	0.083 (0.132)	-0.185 (0.143)
Hightech	0.066 (0.124)	0.047 (0.122)	0.106 (0.106)

*To be continued on the next page!*

<sup>15</sup>Rather fewer coefficient estimates were well defined than when using unweighted data, including the establishment size argument. Weighted data are used in the interests of facilitating comparisons between Britain and Germany.

**Table 5.2:** Continued

	Collective bargaining of any type	Sectoral collective bargaining	Firm-level collective bargaining
Age of establishment	0.345** (0.150)	0.309** (0.146)	0.118 (0.172)
Exports	-0.009* (0.006)	-0.013** (0.006)	0.0137*** (0.005)
Single plant	-0.225 (0.214)	-0.166 (0.196)	-0.098 (0.129)
R&D	-0.327 (0.219)	-0.238 (0.211)	-0.227 (0.183)
Delegation	0.383** (0.183)	0.379** (0.173)	-0.125 (0.179)
Team-work	0.200 (0.196)	0.246 (0.184)	-0.208 (0.190)
Profit-center	-0.119 (0.215)	-0.103 (0.197)	-0.022 (0.163)
Skilled workers	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.003)
Female workers	0.002 (0.003)	0.0003 (0.003)	0.004 (0.004)
Fixed-term workers	-0.014** (0.006)	-0.013** (0.006)	-0.003 (0.006)
Part-time workers	-0.0007 (0.003)	0.0002 (0.003)	-0.003 (0.003)
Works council present	1.281*** (0.159)	0.759*** (0.169)	0.674*** (0.180)
Individually-owned firm	0.106 (0.140)	0.101 (0.138)	0.041 (0.116)
Foreign property	-0.386 (0.285)	-0.695** (0.279)	0.773** (0.319)
Western Germany	0.607*** (0.132)	0.733*** (0.129)	-0.651*** (0.114)
Constant	-0.154 (0.497)	0.106 (0.504)	-3.177*** (0.588)
Pseudo $R^2$	0.27	0.25	0.19
Observations	3,067	3,084	3,066

Notes: Robust standard errors are in parentheses. \*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 0.01, 0.05, and 0.10 levels. Source: IAB Establishment Panel, 1998 and 2004.

The second and third columns of the table disaggregate by sectoral and firm-level collective bargaining, respectively. With one exception - the foreign property variable - the findings reported for sectoral bargaining mirror those presented for any collective bargaining, although there are of course differences in the precision of the estimates. But only the works council result carries over in the case of firm-level collective bargaining shown in the last column of the table. Note the oppositely signed



coefficient estimate for export share, foreign ownership, and region observed in the case of firm-level collective agreements. Evidently, the determinants of sectoral and firm-level collective bargaining differ materially.

Attention shifts in our second set of regressions, contained in Table 5.3, to the prediction of end-period collective bargaining status based on beginning-period values of the covariates. All regressions include a lagged dependent variable to capture the persistence indicated in our transitions analysis, and partly for this reason the good fit obtained is not unexpected. The results for collective bargaining of all types, reported in the first column, of the table show that there are five statistically significant positive coefficient estimates in addition to the lagged dependent variable. Thus, greater establishment size, usage of advanced technology, delegation of authority to lower levels in the organization, a larger share of female workers and location in western Germany are all associated with an increased likelihood of observing a collective agreement in 2004. On the other hand, introduction of profit centers and the share of part-time workers detract (marginally) from collective bargaining.

**Table 5.3**

Probit Estimates of End-Period (i.e. 2004) Collective Bargaining Status, Germany, Weighted Data (the determinants are beginning-period (i.e. 1998) establishment characteristics)

	Collective bargaining of any type	Sectoral collective bargaining	Firm-level collective bargaining
Collective bargaining of any type	1.757*** (0.179)	—	—
Sectoral collective bargaining	—	1.701*** (0.174)	—
Firm-level collective bargaining	—	—	2.232*** (0.377)
Log establishment size	0.198** (0.090)	0.217** (0.088)	0.037 (0.108)
Increasing sales expected	-0.014 (0.161)	0.087 (0.162)	-0.728*** (0.192)
Hightech	0.454*** (0.174)	0.551*** (0.173)	-0.379** (0.188)
Age of establishment	-0.143 (0.186)	-0.142 (0.183)	-0.0004 (0.211)
Exports	0.007 (0.006)	-0.0008 (0.006)	0.0142** (0.006)
Single plant	0.260 (0.228)	0.379* (0.224)	-0.459** (0.226)
R&D	-0.392 (0.279)	-0.544** (0.272)	0.577** (0.281)

*To be continued on the next page!*

**Table 5.3:** Continued

	Collective bargaining of any type	Sectoral collective bargaining	Firm-level collective bargaining
Delegation	0.534** (0.258)	0.414 (0.269)	0.443* (0.230)
Team-work	0.060 (0.269)	0.137 (0.272)	-0.257 (0.245)
Profit-center	-0.374* (0.222)	-0.283 (0.222)	-0.284 (0.250)
Skilled workers	0.004 (0.003)	0.005* (0.003)	-0.004 (0.004)
Female workers	0.009** (0.004)	0.010** (0.004)	-0.001 (0.005)
Fixed-term workers	0.003 (0.007)	0.004 (0.007)	0.003 (0.001)
Part-time workers	-0.007* (0.004)	-0.009** (0.004)	0.004 (0.005)
Works council present	0.244 (0.232)	0.079 (0.234)	0.841*** (0.314)
Individually-owned firm	0.085 (0.190)	0.156 (0.192)	-0.415 (0.256)
Foreign property	0.505 (0.397)	0.276 (0.272)	0.436 (0.427)
Profit sharing	0.147 (0.225)	0.185 (0.226)	-0.302 (0.283)
High competition	-0.26 (0.167)	-0.338** (0.169)	0.432** (0.170)
Western Germany	0.679*** (0.169)	0.788*** (0.170)	-0.895*** (0.192)
Constant	-3.317*** (0.777)	-3.326*** (0.746)	-2.440* (0.754)
Pseudo $R^2$	0.44	0.45	0.51
Observations	1,624	1,624	1,494

Notes: Robust standard errors are in parentheses. \*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 0.01, 0.05, and 0.10 levels. Source: IAB Establishment Panel, 1998 and 2004.

As before, the findings for the two types of collective bargaining are sharply differentiated. From the second column of the table it can be seen that, apart from the persistence argument, establishment size, high-tech usage, single establishments, the proportions of skilled and female workers, and west German location are all associated with observing sectoral bargaining in 2004. For their part, the R&D and part-time worker variables are negatively correlated with sectoral bargaining. Finally, for firm-level agreements, the results given in the last column of the table suggest that expected increases in sales, advanced technology, single plant status, and location in western Germany are all less likely to promote such agreements.

But export orientation, R&D activity, delegation of authority, works council presence, and greater competition are now associated with an increased probability of observing such agreements.

This leads us to the most interesting material of all dealing with the explanation of transitions. The results given in the first column of Table 5.4 consider collective bargaining status of any type in 2004 conditional on an absence of collective bargaining in 1998. We see that 'joining' is more likely the larger is the plant, the more advanced its technology, the higher the skills of its workforce (and the share of female workers), and also where the establishment is foreign owned, a single plant, has delegated decision-making authority, and is located in Western Germany. It is less likely when sales are expected to increase, when competition is acute, and where the plant was set up before 1990. The second column of the table considers the likelihood of leaving a collective agreement of any type. As can be seen, while the large majority of the coefficient estimates are indeed negative just three - increased sales, advanced technology, and location in western Germany - are statistically significant at conventional levels. The share of part-time workers is the sole statistically significant positive coefficient. Clearly, the specific characteristics identified in this equation other than the industry dummies are providing few insights into the special circumstances of leavers.

**Table 5.4**

Probit Estimates of the Determinants of Transitions into and out of the Various Collective Bargaining Regimes, Germany, Weighted Data

	Collective bargaining of any type		Sectoral collective bargaining		Firm-level collective bargaining	
	Introduced	Abolished	Introduced	Abolished	Introduced	Abolished
Log establishment size	0.345** (0.158)	-0.195 (0.121)	0.387*** (0.141)	-0.156 (0.125)	-0.005 (0.116)	-0.321* (0.179)
Increasing sales expected	-0.869*** (0.303)	-0.199 (0.190)	-0.502* (0.264)	-0.276 (0.201)	-0.537*** (0.194)	1.126*** (0.372)
Hightech	1.093*** (0.334)	-0.394* (0.212)	1.311*** (0.311)	-0.455** (0.217)	-0.456** (0.193)	0.845* (0.461)
Age of establishment	-1.013*** (0.304)	-0.122 (0.215)	-0.750*** (0.273)	-0.08 (0.228)	-0.153 (0.196)	1.917*** (0.581)
Exports	0.005 (0.010)	-0.013 (0.009)	-0.028** (0.012)	-0.012 (0.008)	0.013** (0.006)	0.002 (0.012)
Single plant	1.074** (0.523)	-0.099 (0.270)	0.837* (0.440)	-0.184 (0.274)	-0.492** (0.250)	0.215 (0.482)
R&D	-0.05 (0.360)	0.527 (0.334)	-0.894** (0.405)	0.488 (0.343)	0.384 (0.270)	-1.504** (0.631)

*To be continued on the next page!*

**Table 5.4:** Continued

	Collective bargaining of any type		Sectoral collective bargaining		Firm-level collective bargaining	
	Introduced	Abolished	Introduced	Abolished	Introduced	Abolished
Delegation	1.209*** (0.447)	-0.374 (0.236)	1.107** (0.466)	-0.276 (0.244)	0.504** (0.239)	0.038 (0.599)
Team-work	0.323 (0.426)	-0.0224 (0.279)	-0.013 (0.445)	-0.226 (0.301)	-0.077 (.229)	0.697 (0.494)
Profit-center	-0.441 (0.427)	0.25 (0.283)	-0.406 (0.419)	0.251 (0.288)	-0.139 (0.288)	-0.12 (0.515)
Skilled workers	0.013*** (0.005)	-0.003 (0.003)	0.006 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.013 (0.008)
Female workers	0.017** (0.008)	-0.007 (0.005)	0.021*** (0.005)	-0.007 (0.005)	0.002 (0.005)	0.020* (0.010)
Fixed-term workers	-0.016 (0.022)	-0.0109 (0.011)	-0.011 (0.018)	-0.016 (0.013)	0.006 (0.008)	0.036* (0.019)
Part-time workers	0.006 (0.007)	0.009** (0.004)	-0.006 (0.006)	0.020** (0.005)	0.0009 (0.006)	-0.023** (0.012)
Works council	0.114 (0.652)	-0.172 (0.260)	0.286 (0.538)	0.074 (0.263)	0.998*** (0.326)	-0.587 (0.531)
Individually-owned firm	0.168 (0.340)	-0.152 (0.221)	0.209 (0.309)	-0.207 (0.235)	-0.466 (0.292)	0.027 (0.575)
Foreign property	1.575*** (0.586)	-0.105 (0.455)	1.337*** (0.495)	-0.697 (0.501)	0.669 (0.466)	0.101 (0.601)
Profit sharing	-0.442 (0.446)	-0.385 (0.275)	-0.858** (0.432)	-0.398 (0.289)	-0.581* (0.347)	-1.134* (0.604)
High competition	-0.937*** (0.291)	0.142 (0.197)	-0.593** (0.272)	0.207 (0.208)	0.359** (0.177)	-0.721* (0.389)
Western Germany	0.571** (0.287)	-0.575*** (0.196)	1.207*** (0.304)	-0.671*** (0.204)	-1.176*** (0.198)	-0.34 (0.596)
Constant	-5.128*** (1.637)	1.603* (0.893)	-4.509*** (1.278)	1.886** (0.861)	-2.411*** (0.884)	2.572 (1.915)
Pseudo $R^2$	0.45	0.2	0.41	0.23	0.43	0.72
Observations	418	1,088	613	919	1,234	153

Notes: Robust standard errors are in parentheses. \*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 0.01, 0.05, and 0.10 levels. Source: IAB Establishment Panel, 1998 and 2004.

The findings in the third column of Table 5.4 pertain to the determinants of sectoral bargaining status in 2004 conditional on there being no such agreement in place in 1998. Joining a sectoral collective agreement is more likely for larger establishments, high-tech firms, single plants, firms with greater shares of female and fixed-term contract workers, foreign-owned enterprises, among those located in western Germany, and in situations where some delegation of decision making has been initiated. Joining a sectoral agreement is less likely among the firmament of older firms and those with greater export orientation, and also in circumstances

where sales are expected to increase. As before, we gain few insights into the process of leaving sectoral agreements from this set of correlates.

The last two columns of the table consider joining and leaving firm-level collective agreements. Joiners are more likely to be those plants with a higher export share, having a works council, confronting greater product market competition, and engaging in a delegation of tasks. On the other hand, joining is less likely where sales are expected to increase, among high-tech and single-establishment firms, and where the plant is located in western Germany. And from the last column of the table, abandoning firm-level bargaining is more likely when sales are expected to increase, and where there is a higher proportion of fixed-term contract and female workers. Further, leaving is also more common among both high-tech and older firms. It is less likely for larger firms, for firms practicing R&D, and for those with a higher share of part-time workers, practicing profit sharing, and confronting greater competition.

Finally, Table 5.5 focuses on changes in works council status, namely, on works council joiners and leavers. First, consider the class of joiners. It can be seen that larger and foreign-owned plants, plus those with advanced technology, registering R&D activity, and having higher shares of female workers are all more likely to introduce works councils, as indeed are those with firm-level agreements. But note that establishments that have introduced team-work, those expecting increased sales, and those individually owned are all less likely to set up works councils. These results provide very mixed support for the literature.

**Table 5.5**  
Probit Estimates of the Determinants of Transitions into and out of Works Council Status, Germany, Weighted Data

	Works Council	
	Introduced	Abolished
Log establishment size	0.657*** (0.143)	-2.445*** (0.391)
Increasing sales expected	-0.734** (0.303)	-1.307** (0.566)
High-tech	0.837** (0.368)	1.659*** (0.477)
Age of establishment	0.0509 (0.355)	-1.074** (0.499)
Exports	0.007 (0.009)	0.011 (0.011)
Single plant	-0.024 (0.342)	1.302*** (0.404)

*To be continued on the next page!*

**Table 5.5:** Continued

	Works Council	
	Introduced	Abolished
R&D	0.853** (0.394)	-1.947*** (0.686)
Delegation	0.437 (0.483)	0.793* (0.410)
Team-work	-1.031** (0.523)	0.365 (0.434)
Profit-center	-0.113 (0.494)	0.846* (0.462)
Skilled workers	0.003 (0.005)	-0.0103* (0.006)
Female workers	0.027*** (0.009)	-0.008 (0.010)
Fixed-term workers	0.005 (0.016 )	0.103*** (0.027)
Part-time workers	-0.030*** (0.012)	-0.016 (0.013)
Individually-owned firm	-2.933*** (0.672)	2.277*** (0.763)
Foreign property	1.408** (0.578)	-2.547** (1.226)
Profit sharing	0.259 (0.391)	-0.382 (0.501)
High competition	-0.232 (0.358)	-0.974** (0.470)
Western Germany	0.174 (0.392)	0.251 (0.489)
Sectoral agreements	0.555 (0.367)	-1.731*** (0.524)
Firm-level agreements	1.208*** (0.432)	-0.798 (0.589)
Constant	-13.360*** (1.058)	13.864*** (2.793)
Pseudo $R^2$	0.57	0.77
Observations	487	586

Notes: Robust standard errors are in parentheses. \*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 0.01, 0.05, and 0.10 levels. Source: IAB Establishment Panel, 1998 and 2004.

And what of the leavers? We find that plants covered by sectoral collective bargaining evince a lower tendency to abandon works councils as do larger firms, firms expecting increased sales, older firms, foreign-owned firms, as well as firms registering R&D activity, a higher proportion of skilled workers, foreign owned and confronting higher competition in the market. But high-tech establishments, single plants, individually-owned plants, and those with devolved decision-making,

recently introduced profit centers, and a higher proportion of fixed-term contract workers are all associated with a higher probability of abandoning works councils which evidence is perhaps more consistent with past research (e.g. Addison et. al., 2003).

### 5.6.2 Results for Great Britain

Table 5.6 compares the incidence of our five measures of worker representation and collective bargaining in the 1998 and 2004 WERS cross-sections. A number of things are immediately apparent. First, unionization - whether measured in terms of union recognition or the incidence of collective bargaining - is considerably lower in Britain than in Germany throughout the period. Even at the beginning of the period, only one-in-five private sector workplaces recognized unions for pay bargaining. Second, in contrast to Germany, where pay bargaining does occur, it is more likely to occur at firm-level than at sectoral level: it was twice as likely to do so in 1998, and three-and-a-half times more likely to do so at the end of the period. (Although, as noted earlier, employers are free to combine sectoral and firm-level bargaining, fewer than 1 percent of workplaces do so.) Third, as in Germany, the chief indicators of collective bargaining are in decline. The percentage of workplaces with a recognized union fell by one-quarter over the period, while collective bargaining coverage fell by over one-third so that, at the end of the period, only one-in-ten private sector workplaces used collective bargaining to set pay for at least some of their employees. This decline was particularly evident in workplaces with sectoral agreements. Fourth, the incidence of collective bargaining coverage is well below the incidence of union recognition throughout the period, a finding consistent with earlier studies showing an absence of active collective bargaining among many establishments even when they have a formal negotiating framework in place.

**Table 5.6**  
Workplace Incidence of Collective Bargaining, Great Britain, 1998-2004

	Union recognition	Any collective bargaining	Sectoral agreement	Firm-level agreement	Joint Committee	Consultative Committee
1998 (%)	20.4	16.6	5.6	11	36.3 (14.3)	
2004 (%)	14.8	10.6	2.3	8.4	29.4 (9.5)	
$\Delta$	-5.6	-6	-3.3	-2.6	-6.9 (-4.8)	

*Notes:  $\Delta$  denotes percentage point change. Firm agreements include those at workplace and at organization level. JCC figures are for all JCCs whether at workplace or organization level; figures in parentheses are workplace-level JCCs. All figures are workplace-weighted. Unweighted workplace sample sizes in 1998 are 1469 for collective bargaining, 1,460 for union recognition, and 1,494 for JCC. Unweighted workplace sample sizes in 2004 are 1,458 for collective bargaining, 1,428 for union recognition, and 1,489 for JCC.*

In the last column of Table 5.6 we turn to the incidence of JCCs, the closest analog to works councils in Germany. As noted earlier, our JCC definition is confined to committees which tackle multiple issues. We present figures for two definitions of JCC presence. The first definition includes JCCs at both workplace level and those at the level of an organization in multi-site firms. Over a third of private sector establishments had such a JCC in 1998, but their incidence fell by one-fifth over the sample period. The figures in parentheses are confined to workplace-level JCCs. Around 15 percent of private sector workplaces had a JCC in 1998, but this figure fell by one-third by 2004 to just below 10 percent - a figure which is similar to the incidence of *Betriebsräte* in the German data.

Table 5.7 presents similar data but this time using employee weights to obtain the employee coverage of these institutions. In all cases the percentages are substantially higher than in Table 5.6 because these institutions of worker representation and collective bargaining are concentrated in the larger workplaces that account for a higher share of all employees. For example, in 1998 one-fifth of workplaces recognised a union for pay bargaining but these accounted for almost two-fifths of employees. Similarly, almost half of all employees work in a firm with a JCC, though closer to a third have one at their own workplace.

**Table 5.7**  
Employee Coverage by Worker Representation and Collective Bargaining, Great Britain, 1998-2004

	Union recognition	Any collective bargaining	Sectoral agreement	Firm-level agreement	Joint Consultative Committee
1998 (%)	38.7	26.9	4.6	22.3	50.8 (33.2)
2004 (%)	32.2	21.3	4.1	17.2	48.6 (32.7)
$\Delta$	-6.5	-5.6	-0.5	-4.1	-2.2 (-0.5)

*Notes: All figures are workplace-weighted. See also note to Table 5.6.*

The collective bargaining figures are constructed in a slightly different fashion to those presented in Table 5.6. Rather than simply reweighting the workplace incidence of collective bargaining by the proportion of employees in those workplaces, the figures shown in Table 7 ensure that uncovered employees in workplaces with a collective agreement are not counted among the covered employees.<sup>16</sup> That is they represent the actual coverage of collective bargaining. We see that this magnitude falls from around one-quarter to one-fifth over the period, with the vast majority of those workers covered by firm-level agreements. However, the percentage covered by firm level agreements has fallen quite dramatically.

<sup>16</sup>However, there is evidence of a spillover effect of collective bargaining on the wages of uncovered employees in the same workplace (Millward/Forth, 2004).



Table 5.8 considers change in workplace representation and bargaining structures among 'stayers,' 'leavers' and 'joiners,' respectively, offering insights as to how much of the net change described above is driven by behavioral change among stayers, and how much of it arises from compositional change in workplaces as some of them shrink or die ('leavers') while others grow or are new-born ('joiners'). In each case, we show the incidence of arrangements in 1998 and 2004 and the percentage point difference over the period. Beginning with union recognition, its decline over the period appears to be driven by compositional change: the rate of union recognition was two-and-a-half times greater among leavers in 1998 than it was among the joiners in 2004 (19 percent versus 8 percent). In contrast, there was relative stability in the rate of union recognition among stayers, although it is notable that the recognition rate in the panel rises a little whereas it falls a little among the stayers in the cross-section. A very similar picture emerges regarding change in the incidence of collective bargaining. Compared with joiners, leavers are roughly twice as likely to have pay set by collective bargaining. Among stayers, change is less pronounced.

**Table 5.8**  
Behavioral Versus Compositional Change, Great Britain, 1998-2004

	Union recognition	Any collective bargaining	Sectoral agreement	Firm-level agreement	Joint Consultative Committee
<i>Stayers/Cross-section:</i>					
1998	21.0	16.0	5.5	10.5	39.7 (15.5)
2004	18.1	12.1	2.0	10.0	30.2 (11.0)
$\Delta$	-2.9	-3.9	-3.5	-0.5	-9.5 (-4.5)
<i>Stayers/Panel:</i>					
1998	22.2	17.3	5.7	11.5	38.5 (15.8)
2004	24.2	20.0	9.4	11.4	41.4 (17.0)
$\Delta$	2.0	2.7	3.7	-0.1	+2.6 (1.2)
<i>Changers:</i>					
Leavers 1998	19.1	17.9	6.0	12.1	28.7 (11.6)
Joiners 2004	7.5	7.1	2.9	4.8	27.4 (6.3)
$\Delta$	-11.6	-10.8	-3.1	-7.3	-1.3 (-5.3)

*Notes:*  $\Delta$  denotes percentage point change. Cross-section stayers are defined using survey data on workplace age and size. 1998 stayers are those workplaces surveyed in 1998 that were still in existence in 2004 with 10 or more employees. 2004 stayers are those workplaces surveyed in 2004 that had been in existence with 10 or more employees in 1998. All panel cases are 'stayers' since they had 10 or more employees in both 1998 and 2004. Leavers are workplaces with 10 or more employees surveyed in 1998 that subsequently closed before 2004, or whose employment size had shrunk below 10 by 2004. Joiners are workplaces with 10 or more employees surveyed in 2004 that were either born after 1998 or had been in existence with fewer than 10 employees in 1998. Unweighted workplace sample sizes are as follows: panel between 575 and 587 depending on workplace measure; 1998 stayers = 1,202; 1998 leavers = 292; 2004 stayers = 1,206; 2004 joiners = 280.

The situation is more mixed in the case of JCCs. There is little difference in the use of JCCs among joiners and leavers, whereas there has been a substantial decline in their use among stayers in the cross-sectional data. However, the picture of decline is not replicated in the panel. If we turn our attention to workplace-level JCCs, clearer indications of decline emerge when comparing joiners and leavers (and among stayers), in the cross-sectional data. Once again, however, there is greater stability in the Panel. Taken together, these findings suggest that compositional change in the population of workplaces is playing a greater role than behavioral change among stayers in the decline of collective bargaining and in those institutions which represent workers. Nevertheless, in quantifying the overall effects of these changes induced by the behavior of stayers, joiners, and leavers, one needs to bear in mind that stayers constitute around two-thirds of all workplaces in the cross-sectional data so that their contribution to change is correspondingly large.<sup>17</sup>

Table 5.9 focuses on regime switching among panel workplaces by focusing on their union, collective bargaining, and JCC status at the time of the surveys in 1998 and 2004. The amount of net change shown gives only a partial understanding of behavioral change among these workplaces because it fails to capture the degree to which workplaces either introduce or abolish mechanisms for worker representation and collective bargaining. Union recognition is the most stable of the measures: only 6.5 percent of panel workplaces switch union status with new recognitions being a little more common than union de-recognitions. This finding is corroborated by retrospective questions asked in the 2004 panel survey indicating that 2.8 percent of workplaces claimed to have recognized unions since 1998, whereas fewer than 1 percent said they had derecognised a union.<sup>18</sup>

Collective bargaining status is much less stable than union recognition status: around one-fifth of panel workplaces switch in or out of collective bargaining. This may reflect the fact that respondents only identify collective bargaining coverage when there is active collective bargaining going on, whereas union recognition indi-

---

<sup>17</sup>In the 1998 cross-section, 69 percent of private sector workplaces were 'stayers.' The remainder were 'leavers,' consisting of workplaces that closed down (19 percent) and workplaces that shrank below the 10 employee threshold (12 percent). In the 2004 cross-section, 69 percent were stayers while 31 percent were joiners.

<sup>18</sup>These figures do not match the estimates of switching behavior taken from the establishment's status at the two survey cross-section time points. This may arise for three reasons. First, the retrospective questions may have captured new recognitions and derecognitions of unions in multiple union settings, whereupon such changes may not necessarily have affected their status as having at least one recognised union or not. For example, a workplace with three recognized unions in 1998 may report a derecognition in response to the retrospective question covering the period 1998-2004. However, it may still have two recognized unions remaining, in which case they will still be classified as unionized in 2004. Second, the retrospective questions may capture switches in the intervening period between 1998 and 2004 which, if reversed subsequently, will not be captured in comparisons of union status at the beginning and the end of the period. Third, responses to retrospective questions may be subject to more measurement error than responses about status at a single point in time.

**Table 5.9**  
Switching Behavior in Panel Workplaces, Great Britain, 1998-2004

	Union recognition	Any collective bargaining	Sectoral agreement	Firm-level agreement	Joint Consultative Committee
Always (%)	19.7	8.5	1.2	4.3	22.8 (7.0)
Introduced (%)	4.1	11.9	8.2	7.1	18.3 (10.1)
Abolished (%)	2.4	8.7	4.5	7.2	15.7 (8.8)
Never (%)	73.9	70.9	86.2	81.5	43.2 (74.2)
$\Delta$	1.7	3.2	3.7	-0.1	+2.6 (+1.3)

*Notes:*  $\Delta$  denotes percentage point change. Unweighted sample size is between 568 and 587 depending on workplace measure.

cates the framework within which negotiation may take place. Alternatively, there could be more measurement error in collective bargaining status if employer respondents find it a more difficult concept to comprehend. The amount of switching that occurs corresponds roughly with that in the German panel, perhaps lending credence to the idea that the figures are not driven by measurement error. However, in the German case, abolitions far outway introductions of collective bargaining, largely due to movement out of sectoral agreements. In the British case, movements into sectoral collective bargaining marginally outweigh exits but the key difference resides in the *levels* of bargaining incidence. Compared with Germany, coverage by sectoral bargaining agreements is uncommon in Britain's panel workplaces.

The least stable of our measures is JCC status: one-third of panel workplaces belonged to a firm that had either introduced or abolished a JCC over the course of our study. However, this percentage falls to one-fifth in the case of workplace-level JCCs, a rate of switching which is similar to that for 'any collective bargaining' coverage. These figures are markedly different from those presented for German works councils in two respects. First, JCCs are much more common than works councils. Second, switchers outnumber those who retain workplace JCCs by a ratio to 3:2. In Germany by contrast, works council switchers are outnumbered by those who retain a council throughout, perhaps reflecting the greater transaction costs involved in changing arrangements when they are underpinned by statute.

We now turn to the determinants of collective bargaining and workplace representation. We begin in Table 5.10 with parsimonious probit estimation of the correlates of union recognition and collective bargaining status in models that pool the workplace observations in 1998 and 2004. The outcomes of interest are union recognition, any collective bargaining, sectoral bargaining, and firm-level bargaining. The models perform reasonably well, accounting for between one-fifth and one-third of the variance in the unionization outcomes, although few effects are significant across all four measures. Union recognition and collective bargaining are

**Table 5.10**  
 Probit Estimates for Union Recognition and Collective Bargaining, Great Britain, Pooled Data for WERS Panel 1998-2004

	Recognition	Any collective bargaining	Sectoral agreement	Firm-level agreement
Year (2004)	-0.022 (0.085)	0.159 (0.166)	0.344 (0.251)	-0.064 (0.175)
Log establishment size	0.267*** (0.099)	0.262*** (0.084)	-0.012 (0.110)	0.395*** (0.069)
Single plant	-0.301 (0.266)	-0.267 (0.212)	0.234 (0.194)	-0.903*** (0.232)
U.K. ownership	0.253 (0.241)	0.314* (0.176)	0.345 (0.277)	0.300* (0.166)
Local market	0.433** (0.201)	0.621*** (0.193)	0.417* (0.225)	0.471*** (0.171)
Female workers	0.902 (0.563)	-0.5 (0.356)	-0.335 (0.414)	-0.28 (0.354)
Fixed-term workers	-0.063 (0.123)	0.281 (0.201)	0.482* (0.247)	0.024 (0.160)
Team work	-0.093 (0.142)	-0.322** (0.155)	0.039 (0.181)	-0.571*** (0.163)
No. of contingent pay practices	-0.071 (0.070)	-0.256*** (0.066)	-0.340*** (0.109)	-0.089 (0.077)
JCC	0.731*** (0.152)	0.477*** (0.155)	0.241 (0.173)	0.546*** (0.168)
Constant	-1.511*** (0.564)	-1.581*** (0.399)	-1.852*** (0.481)	-2.053*** (0.423)
Pseudo $R^2$	0.37	0.22	0.21	0.28
Observations	1,167	1,167	1,167	1,167

*Notes: \*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 0.01, 0.05, and 0.10 levels, respectively. Standard errors clustered to account for repeated observations are in parentheses. All models include 10 single-digit industry dummies. Controls are as follows. Year (2004): year dummy; Log establishment size: log number of employees at workplace; Single plant: dummy for single establishment; U.K ownership: dummy for U.K. ownership; Local market: dummy for local product/service market (the default category is regional, national, and international markets); Female workers: percentage of employees female; Fixed-term workers: dummy for any temporary or fixed-term employees; Team work: 60% or more of employees in largest occupational group work in teams; No. of contingent pay practices: count of contingent pay practices (profit-related pay, deferred profit-sharing, employee share ownership, individual or group performance-related pay, and other cash bonuses); and JCC dummy for presence of a JCC at workplace or organizational level.*

more likely in larger establishments, the latter association being driven by an association with firm-level collective bargaining. Domestic ownership is also positively associated with collective bargaining. Product markets also matter: those operating in a local market (as opposed to a regional, national or international market) are significantly more likely to have recognized unions and collective bargaining, as one might expect if local markets are an indicator of lower competitive pressures. Although the gender composition of the workforce is not associated with unionization and collective bargaining, the presence of temporary employees and those on fixed-term contracts is positively associated with sectoral bargaining. The presence of a joint consultative committee (either at workplace or organization level) is positively associated with union recognition and collective bargaining, a finding that perhaps reflects complementarity as opposed to substitutability, and is reminiscent of the link between works councils and collective bargaining in Germany. Team working and the use of contingent pay schemes are negatively associated with collective bargaining, the former association being driven by firm-level bargaining and the latter association by a sectoral bargaining connection. The year dummy indicates an absence of significant time trends.

Next in Table 5.11 we model unionization and collective bargaining status in 2004 as a function of covariates measured in the base period, 1998. These models differ a little from the previous specifications in Table 5.10 reflecting the greater range of covariates available in the 1998 cross-section.<sup>19</sup> There is strong persistence in recognition and collective bargaining status, as indicated by positive, significant coefficients on the lagged dependent variables. This is particularly so in the case of union recognition, which helps explain the high percentage of variance accounted for by this model. The exception is sectoral bargaining where the lagged dependent variable is not significant, either because it was in a state of flux or because these results suffer from measurement error, as one might expect if workplace managers are being asked to identify practices occurring above workplace level.

**Table 5.11**

Probit Estimates for Union Recognition and Collective Bargaining Status in 2004 Conditioning on 1998 Covariates, Great Britain, WERS Panel 1998-2004

	Recognition	Any collective bargaining	Sectoral agreement	Firm-level agreement
Union recognition	2.808*** (0.249)	—	—	—

*To be continued on the next page!*

<sup>19</sup>Reflecting the fact that the 2004 follow-up survey was much shorter than the 1998 survey due to budgetary constraints.

Table 5.11: Continued

	Recognition	Any collective bargaining	Sectoral agreement	Firm-level agreement
Any collective bargaining	—	0.936*** (0.266)	—	—
Sectoral collective bargaining	—	—	0.176 (0.474)	—
Firm-level collective bargaining	—	—	—	1.105*** (0.248)
Log establishment size	0.346*** (0.102)	0.152 (0.132)	0.027 (0.175)	0.276** (0.130)
Single plant	-0.22 (0.260)	0.355 (0.263)	0.295 (0.286)	0.069 (0.277)
U.K. ownership	1.028*** (0.286)	0.247 (0.212)	0.225 (0.373)	0.266 (0.252)
Family owned	-0.967*** (0.292)	-0.666** (0.307)	-0.648* (0.383)	-0.539* (0.305)
Establishment age	-0.49* (0.250)	-0.387* (0.224)	-0.281 (0.258)	-0.275 (0.224)
Occupation 1	-0.447 (0.473)	0.599 (0.444)	1.667*** (0.598)	-0.343 (0.441)
Occupation 2	0.073 (0.600)	-0.065 (0.422)	0.766 (0.615)	-0.728* (0.429)
Occupation 3	-0.114 (0.400)	0.089 (0.438)	0.189 (0.477)	0.004 (0.490)
Occupation 4	-1.270*** (0.482)	0.233 (0.416)	-0.185 (0.504)	-0.03 (0.413)
Occupation 5	-0.071 (0.550)	-0.670* (0.401)	-0.631 (0.662)	-0.901* (0.538)
Occupation 6	-0.153 (0.401)	0.169 (0.433)	0.224 (0.516)	-0.469 (0.426)
Occupation 7	0.642* (0.379)	0.181 (0.389)	0.271 (0.438)	-0.225 (0.426)
Female workers	-0.002 (0.005)	-0.007 (0.007)	-0.020** (0.008)	0.006 (0.007)
Part-time workers	0.004 (.005 )	0.003 (0.008)	0.024** (0.012)	-0.012** (0.006)
Fixed-term workers	-0.125 (0.211)	0.099 (0.247)	0.104 (0.341)	-0.14 (0.223)
Local market	0.029 (0.303)	0.299 (0.281)	0.707** (0.345)	-0.213 (0.266)
JCC	0.522** (0.224)	-0.047 (0.219)	-0.296 (0.263)	0.271 (0.203)
Team work	-0.022 (0.225)	-0.133 (0.237)	-0.233 (0.297)	0.083 (0.226)
No. contingent pay practices	-0.199* (0.109)	-0.193 (0.123)	-0.347** (0.148)	-0.076 (0.091)
London	-0.294	-0.699**	-1.431***	-0.53*

*To be continued on the next page!*

Table 5.11: Continued

	Recognition	Any collective bargaining	Sectoral agreement	Firm-level agreement
Constant	(0.232) -3.136*** (0.694)	(0.279) -1.600** (0.776)	(0.529) -2.667*** (0.963)	(0.320) -1.804*** (0.853)
Pseudo $R^2$	0.699	0.256	0.377	0.285
Observations	584	572	566	584

Notes: \*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 0.01, 0.05, and 0.10 levels, respectively. Standard errors clustered to account for repeated observations are in parentheses. All models include 8 single-digit industry dummies. Controls are all measured in 1998 and are as follows. Log establishment size: log number of employees at workplace; Single plant: dummy for single establishment; U.K. ownership: dummy for U.K. ownership; Family owned: dummy for family owned; Establishment age: a dummy for establishment aged 25 or more years; Occupation variables identify the largest non-managerial occupational group in the workplace where 1 = professionals, 2 = scientific/technical; 3 = clerical/secretarial; 4 = craft and skilled manual; 5 = personal service; 6 = sales; 7 = operative and assembly and reference is routine unskilled manual; Local market: dummy for local product/service market (the default category is regional, national, and international markets); Female workers: percentage of employees female; Fixed-term workers: dummy for any temporary or fixed-term employees; Team work: 60% or more of employees in largest occupational group work in teams; No. of contingent pay practices: count of contingent pay practices (profit-related pay, deferred profit-sharing, employee share ownership, individual or group performance-related pay, and other cash bonuses); London: dummy for location in London; and JCC: dummy for presence of a JCC at workplace or organizational level.

Being a single-establishment organization in 1998 is not associated with unionization in 2004. However, larger establishments in 1998 were more likely to recognize unions and more likely to have firm-level collective bargaining in 2004 than smaller establishments. Domestic ownership is positively associated with union recognition. Family ownership, on the other hand, is negatively associated with all four union measures. Workforce composition effects (percent female, percent part-time, and the incidence of fixed-term or temporary employees) are generally not significant, apart from the case of sectoral collective bargaining where the percent female and the percent part-time coefficients have opposite signs. The probability of sectoral bargaining coverage in 2004 rises with the percent female in 1998, whereas it lowers the probability of firm-level bargaining. Occupational composition, as indicated by the largest non-managerial occupation at the workplace, is statistically significant. Craft and skilled manual employees are least likely to work in workplaces recognising trade unions by 2004, whereas those in operative and assembly occupations are the most likely to be doing so. Active collective bargaining in 2004 is least likely in workplaces where the largest occupational group in 1998 was personal service employees. Workplaces where professionals made up the largest group in 1998 had the greatest likelihood of coverage under sectoral-level bargaining in 2004. The occupational pattern of firm-level bargaining is quite different: it is least likely in 2004 in those workplaces where the largest occupational group in 1998 was personal services or science/technical employees. A positive association with local product

markets was only apparent in case of sectoral bargaining. There is a strong negative association between being located in London and collective bargaining, both sectoral and firm-level. The presence of a JCC in 1998 was positively associated with union recognition in 2004, but not with collective bargaining coverage. Finally, the use of contingent pay in 1998 was negatively associated with union recognition and sectoral bargaining in 2004, but not with firm-level bargaining. There are two broad points emerging from Table 5.11 that are worthy of note. First, much of the variance in unionization and collective bargaining status can be captured with workplace-level covariates obtained some 6 to 7 years previously. Second, the correlates of these alternative measures of union engagement in pay bargaining differ in a number of dimensions. The only statistically significant effect that is common to all four models is the negative association with family ownership.

The next logical step in our exploration of factors affecting collective bargaining and worker representation is to identify workplace characteristics which predispose workplaces to switch bargaining regime, as opposed to sticking with their original arrangements. To investigate this we distinguish between four outcomes. The first, which is the default position in Britain, is to remain without union representation or collective bargaining coverage throughout the period (0 in 1998 and 0 in 2004). The second outcome is being covered in 1998 but uncovered by the time of the 2004 survey (1 in 1998 and 0 in 2004). The third outcome is entering into bargaining coverage over the period (0 in 1998 and 1 in 2004). The final outcome is remaining covered throughout the period (1 in 1998 and 1 in 2004). We seek to establish which 1998 workplace characteristics are independently associated with these four states by running multinomial logits and using the same set of covariates as in Table 5.11.

Table 5.12 presents this analysis for union recognition status. Three-quarters (74 percent) of panel establishments did not recognize unions in either 1998 or 2004; one-fifth (20 percent) recognized unions in both periods; the remaining 6 percent had switched status with 2 percent no longer recognizing unions and 4 percent recognizing them for the first time over the period. The probability of recognizing unions throughout the period, or recognizing them for the first time, was higher among larger workplaces. Domestically-owned workplaces were more likely to stick with union recognition, or become unionized, than workplaces that were foreign-owned in 1998. Family ownership was strongly associated with remaining non-union throughout the period, as was being located in London.

It is a commonly-held belief that 1980 was a turning point in the unionization of British workplaces: evidence has consistently indicated that workplaces set up prior to 1980 have higher union recognition rates than younger workplaces, with some pointing to the early post-war period as the 'golden era' for unionization (Millward/Bryson/Forth, 2000, pp. 101-103). However, Blanchflower/Bryson (2009, pp. 51-53) found this had started to change observing a decline in the unionization rate among older workplaces. We find more such evidence here, since workplaces born



before 1980 are more likely to cease to recognize a union and less likely to initiate recognition than their younger counterparts.

**Table 5.12**  
Multinomial Logit Estimates for Union Recognition Status, Great Britain, 1998-2004  
(reference category is no recognition in 1998 and 2004)

	1998 only	2004 only	1998 and 2004
Log establishment size	0.516 (0.422)	0.890*** (0.199)	0.694*** (0.230)
Single plant	-1.714 (1.109)	-0.716 (0.691)	-0.848 (0.523)
U.K. ownership	-0.196 (1.689)	2.797*** (0.719)	1.463** (0.584)
Family owned	-3.259* (1.773)	-3.008*** (1.080)	-1.893*** (0.614)
Establishment age	1.291* (0.778)	-1.212* (0.674)	0.17 (0.422)
Occupation 1	0.586 (1.517)	-0.797 (0.994)	-0.612 (1.034)
Occupation 2	0.594 (1.764)	-0.141 (1.211)	-0.461 (0.831)
Occupation 3	-0.926 (1.223)	-1.079 (1.200)	0.79 (0.851)
Occupation 4	1.998 (1.606)	-2.986*** (1.123)	0.521 (0.864)
Occupation 5	-1.061 (1.884)	-0.72 (1.358)	-0.899 (1.055)
Occupation 6	-0.274 (1.363)	-0.025 (0.829)	-0.327 (0.754)
Occupation 7	-1.597 (1.808)	0.904 (0.765)	1.234 (0.797)
Female workers	0.029 (0.024)	0.004 (0.013)	0.017 (0.012)
Part-time workers	-0.003 (0.016)	0.003 (0.014)	0.006 (0.013)
Fixed-term workers	-0.095 (0.666)	-0.007 (0.574)	-0.117 (0.486)
Local market	3.088*** (1.151)	0.567 (0.760)	1.631*** (0.518)
JCC	-0.414 (0.657)	0.726 (0.645)	1.326*** (0.480)
Team work	-0.287 (0.757)	-0.24 (0.519)	-0.177 (0.420)
No. of contingent pay practices	-0.179 (0.268)	-0.527* (0.298)	-0.27 (0.186)

*To be continued on the next page!*

**Table 5.12:** Continued

	1998 only	2004 only	1998 and 2004
London	-33.969*** (0.875)	-1.612** (0.696)	-1.044* (0.579)
Constant	-6.958** (2.921)	-6.967*** (1.476)	-6.594*** (1.419)
Pseudo $R^2$		0.45	
Observations		584	

Notes: \*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 0.01, 0.05, and 0.10 levels, respectively. Standard errors are in parentheses. All models include 8 single-digit industry dummies. See also notes to Table 5.11.

Relative to those operating in wider product markets, those with local markets emerge as not only more likely to be unionized throughout the period but also more likely to cease to recognise unions. The presence of a JCC in 1998 is conducive to remaining unionized throughout, whereas the increased use of contingent pay schemes appears to have reduced the probability of workplaces becoming unionized.

As noted earlier, the incidence of collective bargaining was less stable in the panel than the presence of recognized unions. Although seven-in-ten (71 percent) workplaces remained uncovered by any collective bargaining throughout, only 8 percent were covered in both 1998 and 2004. The remaining one-fifth (21 percent) were 'switchers,' with 9 percent moving from covered to uncovered status and 11 percent moving back the other way.

Table 5.13 adopts the same estimation approach to that adopted for Table 12 to identify workplace correlates of these changes. The model explains less of the variance in collective bargaining status than it did union recognition (the pseudo- $R^2$  being 0.37 as opposed to 0.45).

**Table 5.13**  
Multinomial Logit Estimates for Collective Bargaining Status, Great Britain, 1998-2004  
(reference category is no collective bargaining in 1998 and 2004))

	1998 only	2004 only	1998 and 2004
Log establishment size	0.696*** (0.228)	0.058 (0.380)	0.744*** (0.206)
Single plant	-1.039 (0.706)	0.495 (0.542)	-0.881 (0.621)
U.K. ownership	0.024 (0.896)	1.348* (0.72 )	-0.117 (0.465)
Family owned	0.427	-1.249*	-0.813

*To be continued on the next page!*

Table 5.13: Continued

	1998 only	2004 only	1998 and 2004
	(0.680)	(0.685)	(0.649)
Establishment age	0.382 (0.513)	-0.894 (0.608)	0.11 (0.405)
Occupation 1	-2.076 (1.297)	0.222 (0.932)	2.001 (1.395)
Occupation 2	0.055 (1.143)	-0.843 (1.040)	0.55 (0.897)
Occupation 3	0.263 (1.120)	-0.206 (0.928)	0.902 (0.770)
Occupation 4	1.148 (1.175)	0.585 (0.886)	0.158 (0.929)
Occupation 5	-1.824 (0.135)	-2.451** (1.129)	1.107 (1.129)
Occupation 6	1.001 (0.966)	1.202 (0.865)	-0.197 (0.850)
Occupation 7	1.855 (1.236)	0.518 (0.888)	1.189 (0.858)
Female workers	0.008 (0.013)	-0.007 (0.014)	-0.028** (0.013)
Part-time workers	0.013 (0.018)	-0.022 (0.016)	0.047*** (0.017)
Fixed-term workers	-0.217 (0.599)	0.476 (0.567)	-0.135 (0.436)
Local market	1.719*** (0.532)	1.520** (0.698)	0.795 (0.583)
JCC	1.425*** (0.526)	-0.099 (0.541)	1.200*** (0.427)
Team work	0.687 (0.546)	0.067 (0.643)	-0.231 (0.438)
No. of contingent pay practices	-0.504** (0.242)	-0.733*** (0.267)	-0.241 (0.206)
London	-2.392*** (0.687)	-2.430*** (0.913)	-1.538** (0.653)
Constant	-6.183*** (1.778)	-2.046 (2.175)	-6.598*** (1.414)
Pseudo $R^2$		0.37	
Observations		572	

Notes: \*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 0.01, 0.05, and 0.10 levels, respectively. Standard errors are in parentheses. All models include 8 single-digit industry dummies. See also notes to Table 5.11.

The correlates of changing bargaining coverage status differ in a number of respects from the correlates of changing union recognition status. Larger establishments are more likely to remain covered throughout, as in the case of union recognition in Table 5.12 but, in contrast to the union recognition model, larger establishments

are also more likely to quit the covered sector than smaller establishments. Domestic ownership in 1998 is associated with becoming covered by 2004, but not with persistence in coverage. Family ownership is associated with a lower probability of becoming covered by 2004 but it is not associated with leaving coverage or with persistent coverage. Workplace age plays no significant role. Workforce composition does play a significant role in coverage change: a higher percentage of female employees reduces the probability of persistent coverage relative to never being covered, whereas a higher percentage of part-time workers does the opposite. Compared with workplaces operating in regional, national, and international product markets, those operating in local product markets are less likely to be uncovered throughout and have a higher probability of switching in and out of collective bargaining. JCCs are associated with persistent collective bargaining coverage but also with leaving coverage. Greater use of contingent pay schemes and location in London are both associated with a lower likelihood of having any contact with collective bargaining over the period.

Sectoral collective bargaining is relatively uncommon in Britain compared with Germany. In the WERS Panel almost nine-tenths (86 percent) of workplaces had not used sectoral collective bargaining in either 1998 or 2004. A mere 1 percent used it in both years. Eight percent appear to have joined a sectoral agreement by 2004, while 4 percent had sectoral bargaining coverage in 1998 but were no longer covered by a sectoral agreement in 2004. This distribution of responses makes it relatively difficult to estimate changes in sectoral collective bargaining status over the period. The model in Table 5.14 accounts for 44 percent of the variance in sectoral bargaining status, but much of this is soaked up by industry dummy variables, which is why we include them here.

Compared with the reference category (Education, Health and Other Community Services) workplaces in other industries were less likely to be persistently covered by a sectoral agreement, with the exception of Construction where continued sectoral coverage was most likely. Larger establishments in 1998 had a higher probability of continued sectoral coverage compared with smaller establishments. Domestic and family ownership were not significant. Four service sector industries - Hotels and Restaurants, Transport and Communication, Financial Services and Business Services - all had a higher probability of entering into a sectoral agreement than did Education, Health and Other Community Services. Workforce composition also played a role: in addition to a number of significant occupational effects, the probability of persistent sectoral coverage and the probability of joining a sectoral agreement fell in those workplaces with higher percentages of female employees in 1998. Links to firm-level human resource practices are also apparent. Use of contingent pay was negatively associated with any contact with sectoral agreements over the period; having a JCC in 1998 lowered the probability of persistent sectoral bargaining coverage relative to no coverage; and a high incidence of team-working in 1998 led to an increased likelihood of leaving a sectoral agreement. Those in

local product markets in 1998 were more likely than those in larger markets to have joined a sectoral agreement. Finally, location in London was associated with a lower propensity to resort to sectoral bargaining.

**Table 5.14**  
Multinomial Logit Estimates for Sectoral Collective Bargaining Status, Great Britain, 1998-2004 (reference category is no sectoral collective bargaining in 1998 and 2004)

	1998 only	2004 only	1998 and 2004
Log establishment size	0.170 (0.316)	-0.667 (0.565)	1.117*** (0.406)
Single plant	-2.018* (1.166)	0.732 (0.714)	-0.786 (1.032)
U.K. ownership	0.57 (1.788)	0.645 (1.221)	0.31 (1.390)
Family owned	0.493 (0.806)	-0.834 (0.768)	-0.994 (0.955)
Establishment age	0.06 (0.838)	-0.664 (0.597)	0.235 (0.716)
Occupation 1	-4.477*** (1.723)	3.102** (1.238)	2.618 (1.911)
Occupation 2	-0.029 (1.226)	1.956 (1.434)	0.099 (2.517)
Occupation 3	0.619 (0.994)	-0.144 (1.131)	-31.056*** (1.158)
Occupation 4	-0.546 (1.015)	-0.819 (1.361)	-1.427 (1.846)
Occupation 5	-5.484*** (1.631)	-3.797 (2.598)	0.494 (1.654)
Occupation 6	-0.017 (1.142)	0.143 (1.064)	-32.278*** (1.893)
Occupation 7	-2.067* (1.174)	0.048 (1.142)	0.908 (1.571)
Female workers	0.009 (0.016)	-0.049** (0.021)	-0.038** (0.019)
Part-time workers	0.021 (0.023)	0.057** (0.027)	0.021 (0.022)
Fixed-term workers	0.181 (0.863)	1.211 (0.923)	-0.791 (1.326)
Local market	1.032 (0.723)	2.224** (0.973)	0.397 (1.23 )
JCC	0.422 (0.829)	0.169 (0.700)	-1.684* (0.907)
Team work	1.510* (0.900)	-0.441 (0.719)	-0.707 (0.864)

*To be continued on the next page!*

**Table 5.14:** Continued

	1998 only	2004 only	1998 and 2004
No. of contingent pay practices	-1.003** (0.450)	-0.707** (0.285)	-1.189** (0.574)
London	-2.387** (1.077)	-2.517** (1.104)	-33.21*** (1.925)
Sic1	2.222 (1.550)	4.768* (2.508)	-0.416 (1.149)
Sic2	3.981*** (1.391)	6.535*** (2.468)	3.788*** (1.187)
Sic3	-1.339 (1.350)	2.919 (1.882)	-33.047*** (1.047)
Sic4	-34.897*** (1.035)	2.906** (1.227)	-33.338*** (0.956)
Sic5	-3.021 (2.236)	6.036** (2.580)	-33.538*** (1.391)
Sic6	1.437 (2.586)	7.937*** (2.619)	-28.889*** (2.996)
Sic7	-1.743 (1.132)	3.176** (1.558)	-2.846* (1.682)
Constant	-5.283** (2.272)	-4.857** (2.265)	-5.647** (2.276)
Pseudo $R^2$		0.44	
Observations		566	

\*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 0.01, 0.05, and 0.10 levels, respectively. Standard errors are in parentheses. SIC variables are the standard industry classification codes as follows. Sic1: Manufacture and Utilities; Sic2: Construction; Sic3: Wholesale and Retail; Sic4: Hotels and Restaurants; Sic5: Transport and Communication; Sic6: Financial Services; Sic7: Other business services. The Sic reference category is Education, Health, and Other Community Services. See also notes to Table 5.11.

Four-fifths (81 percent) of workplaces had no firm-level (either workplace-level or organization-level) collective bargaining agreement in 1998 and 2004; 4 percent had one in both years; and the remaining 14 percent were split evenly between those dropping their firm agreement and those who had adopted one. The correlates of firm-level bargaining status, shown in Table 5.15, differ in many ways from those for sectoral-level bargaining. For instance, there is no significant association with the use of contingent pay in 1998. Nevertheless, there are some points of similarity such as the negative association between location in London and bargaining coverage. Once again, establishment size plays a prominent role. The probability of retaining a firm-level agreement, and the probability of leaving one, both rise with establishment size relative to the probability of having no firm agreement throughout. Single-establishment organizations are less likely than multiple-establishment organizations to maintain a firm-level agreement throughout, while family ownership in 1998 reduces the probability of adopting a firm-level bargaining agreement

by 2004. Workforce composition also seems to play a role, with occupational composition, part-time and fixed-term employment all recording statistically significant influences. So, too, does the location of the product market, with local product markets being more likely to abandon firm-level bargaining than other workplaces with wider markets. A high incidence of team working in 1998 is associated with a lower probability of firm-level bargaining in both years, whereas JCC presence is associated with both a higher probability of persistence in firm-level agreements and a higher propensity to cease to bargain at firm-level.

**Table 5.15**  
Multinomial Logit Estimates for Firm Collective Bargaining Status, Great Britain, 1998-2004  
(reference category is no firm collective bargaining in 1998 and 2004)

	1998 only	2004 only	1998 and 2004
Log establishment size	0.616*** (0.234)	0.418 (0.309)	0.968*** (0.203)
Single plant	-0.865 (0.564)	0.411 (0.590)	-1.820*** (0.697)
U.K. ownership	-0.202 (0.602)	0.882 (0.647)	-0.459 (0.471)
Family owned	0.073 (0.733)	-1.331* (0.696)	-0.279 (0.688)
Establishment age	0.371 (0.560)	-0.799 (0.546)	0.685 (0.499)
Occupation 1	-0.427 (1.623)	-1.432 (1.107)	1.079 (1.016)
Occupation 2	0.116 (1.506)	-1.822* (0.951)	0.000 (0.870)
Occupation 3	-0.596 (1.126)	-0.312 (0.986)	0.812 (0.821)
Occupation 4	1.781 (1.256)	0.049 (0.768)	0.498 (1.031)
Occupation 5	0.745 (1.279)	-2.377 (1.458)	0.678 (1.087)
Occupation 6	0.801 (0.938)	-0.909 (0.922)	-0.462 (1.179)
Occupation 7	3.383*** (1.280)	0.164 (0.861)	1.416* (0.757)
Female workers	-0.01 (0.014)	0.006 (0.016)	-0.004 (0.011)
Part-time workers	0.036* (0.019)	-0.029* (0.016)	0.025* (0.013)
Fixed-term workers	-1.037** (0.474)	-0.855 (0.546)	0.375 (0.480)

*To be continued on the next page!*

**Table 5.15:** Continued

	1998 only	2004 only	1998 and 2004
Local market	1.390** (0.642)	-0.007 (0.641)	0.491 (0.580)
JCC	1.212** (0.556)	0.531 (0.478)	1.768*** (0.434)
Team work	0.198 (0.490)	0.824 (0.600)	-0.839** (0.406)
No. of contingent pay practices	0.232 (0.259)	-0.188 (0.221)	0.146 (0.217)
London	-2.375*** (.841)	-2.174** (1.001)	-0.342 (0.611)
Constant	-7.026*** (1.932)	-2.59 (2.316)	-7.811*** (1.273)
Pseudo $R^2$		0.39	
Observations		584	

Notes: \*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 0.01, 0.05, and 0.10 levels, respectively. Standard errors are in parentheses. All models include 8 single-digit industry dummies. See also notes to Table 5.15.

Finally, we consider the correlates of Joint Consultative Committee (JCC) status. Table 5.16 presents results for JCCs at either workplace or firm level, while Table 5.17 presents identical multinomial logit models but restricts the definition of the entity to workplace level alone. There is much more switching in JCC status than in bargaining arrangements. For JCCs at establishment or firm level, two-fifths (43 percent) had no JCC in either year; one-quarter (23 percent) had one in both years; 16 percent abolished an existing JCC; and one-sixth (18 percent) introduced one. The corresponding values for workplace-level JCCs are 74, 7, 9, and 10 percent, respectively. Given these markedly different distributions it is hardly surprising that the workplace correlates of JCC status in the panel differ according to whether one uses the 'any JCC' variable in Table 5.16 or the 'workplace-level JCC' in Table 5.17.

**Table 5.16**

Multinomial Logit Estimates for Joint Consultative Committee Status, Great Britain, 1998-2004 (reference category is no JCC in 1998 and 2004)

	1998 only	2004 only	1998 and 2004
Log establishment size	-0.027 (0.302)	0.213 (0.226)	0.522** (0.251)
Single plant	-1.154*	-0.843*	-2.420***

*To be continued on the next page!*



Table 5.16: Continued

	1998 only	2004 only	1998 and 2004
	(0.668)	(0.502)	(0.574)
U.K. ownership	0.111 (0.642)	-2.163*** (0.572)	0.014 (0.542)
Family owned	-1.046** (0.502)	-1.372** (0.574)	-2.657*** (0.577)
Establishment age	-0.662 (0.492)	-1.818*** (0.489)	0.224 (0.463)
Occupation 1	0.804 (1.140)	-0.855 (0.897)	0.262 (0.943)
Occupation 2	1.358 (1.006)	-1.734 (1.393)	-0.659 (0.986)
Occupation 3	0.775 (0.981)	-1.083 (0.728)	0.571 (0.782)
Occupation 4	1.179 (0.876)	-0.273 (0.890)	0.894 (0.834)
Occupation 5	1.031 (0.958)	-1.620 (1.001)	-0.768 (0.829)
Occupation 6	-0.216 (1.012)	-0.158 (0.752)	1.455* (0.780)
Occupation 7	-0.747 (0.875)	-0.010 (0.803)	-0.039 (0.660)
Female workers	-0.018 (0.019)	0.015 (0.012)	-0.006 (0.012)
Part-time workers	0.017 (0.013)	-0.017 (0.011)	-0.011 (0.011)
Fixed-term workers	0.455 (0.571)	-0.429 (0.540)	-0.427 (0.537)
Local market	-1.418** (0.699)	-0.225 (0.530)	-0.527 (0.489)
Union recognition	1.019* (0.610)	1.012* (0.605)	1.537*** (0.497)
Team work	-0.281 (0.569)	0.18 (0.467)	-0.228 (0.507)
No. of contingent pay practices	0.328 (0.263)	0.001 (0.180)	0.069 (0.190)
London	-0.869 (0.890)	-0.071 (0.603)	-0.022 (0.758)
Constant	0.052 (1.973)	2.582* (1.385)	0.190 (1.700)
Pseudo $R^2$		0.31	
Observations		584	

Notes: \*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 0.01, 0.05, and 0.10 levels, respectively. Standard errors are in parentheses. All models include 8 single-digit industry dummies. See also notes to Table 5.11 for a description of all other regressors; the only difference here is the inclusion of union recognition (a 1/0 dummy for the presence of a recognized union) and the excision of JCC..

The size and nature of the organization play an important role in determining JCC status in Britain. The probability of having a JCC in both years is significantly higher among larger establishments and JCCs are less in evidence in single-site firms. The impact of establishment size is even greater in the case of workplace JCCs, but the single establishment effect disappears. Domestically-owned establishments are less likely to be adopters of JCCs than their foreign counterparts, but this effect is not apparent for workplace-level JCCs. Family ownership is associated with a lower incidence of JCCs, but the effect is confined to the persistence of JCCs when one focuses on workplace-level institutions.

**Table 5.17**  
Multinomial Logit Estimates for Workplace-level Joint Consultative Committee Status, Great Britain, 1998-2004 (reference category is no workplace JCC in 1998 and 2004)

	1998 only	2004 only	1998 and 2004
Log establishment size	0.893*** (0.222)	1.169*** (0.200)	1.495*** (0.214)
Single plant	0.528 (0.621)	-0.264 (0.497)	0.396 (0.552)
U.K. ownership	-0.56 (0.580)	-0.635 (0.485)	0.459 (0.533)
Family owned	0.121 (0.498)	-0.643 (0.487)	-1.627** (0.696)
Establishment age	0.035 (0.454)	-0.573 (0.444)	0.14 (0.472)
Occupation 1	2.733** (1.105)	0.289 (0.731)	-0.601 (0.922)
Occupation 2	1.587 (1.198)	-1.232 (1.139)	-0.712 (0.814)
Occupation 3	1.896* (1.107)	0.196 (0.652)	0.784 (0.831)
Occupation 4	1.896* (1.028)	0.007 (0.683)	1.052 (0.814)
Occupation 5	0.721 (1.243)	-1.125 (0.815)	-2.004** (1.008)
Occupation 6	-0.364 (1.690)	-1.181 (0.742)	1.34 (0.943)
Occupation 7	0.487 (1.005)	-0.78 (0.653)	0.189 (0.687)
Female workers	-0.006 (0.022)	-0.01 (0.009)	-0.008 (0.011)
Part-time workers	0.018 (0.014)	0.001 (0.011)	-0.009 (0.011)
Fixed-term workers	0.285	-0.405	0.714

*To be continued on the next page!*

**Table 5.17:** Continued

	1998 only	2004 only	1998 and 2004
	(0.511)	(0.383)	(0.481)
Local market	-1.765***	-1.002**	-0.738
	(0.612)	(0.452)	(0.473)
Union recognition	0.301	0.262	-0.106
	(0.520)	(0.456)	(0.448)
Team work	0.147	0.352	0.51
	(0.481)	(0.387)	(0.434)
No. of contingent pay practices	0.107	0.242	-0.013
	(0.227)	(0.193)	(0.208)
London	-0.895	0.141	1.095**
	(0.999)	(0.538)	(0.556)
Constant	-5.802***	-3.693***	-7.176***
	(1.944)	(1.144)	(1.366)
Pseudo $R^2$		0.25	
Observations		584	

Notes: \*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance at the 0.01, 0.05, and 0.10 levels, respectively. Standard errors are in parentheses. All models include 8 single-digit industry dummies. See also notes to Table 5.11 for a description of all other regressors; the only difference here is the inclusion of union recognition (a 1/0 dummy for the presence of a recognized union) and the excision of JCC.

Whereas the presence of a recognised union in 1998 is associated with a higher probability of JCC presence throughout the period, this association is totally absent in the case of workplace JCCs. Another big difference is the London effect, which is associated with a significantly higher probability of having a workplace JCC throughout the period, despite having no significant association with JCCs in general. Finally, those establishments operating in a local product market in 1998 had a lower probability than other workplaces of switching in and out of workplace-JCC status, a finding that only holds for all JCCs in relation to the abolition option. Taken together, it is clear that one needs to be cautious when generalizing about the correlates of JCC status since the factors influencing the presence of workplace JCCs appear to differ in a number of respects from those factors influencing JCCs that exist at either workplace or organization-level.

## 5.7 Conclusions

The decline in collective bargaining coverage in Germany in the sample period is material but less dramatic than might have been expected. After some pronounced decline in the 1980s and early 1990s, arguably a degree of normalcy has returned. But only later years will tell whether this is sustainable and the outcome of organized deregulation. The decline in collective bargaining coverage cannot be due

simply to industry dynamics as trends across the subgroups examined here are very broadly comparable. Moreover, it has not been offset by any opposite shift in 'orientation.' That is to say, orientation toward collective agreements on the part of uncovered employers has remained fairly constant over the sample period. But this result again qualifies the notion of there having been a continued erosion in the influence of collective bargaining.

Despite substantive institutional inertia, we do observe fairly active switching in and out of collective bargaining. Establishment size, branch plant status, skill composition of the workforce and, in some specifications, plant age and works council presence tend to favor sectoral collective bargaining status and conversely in the case of market competition and export propensity. However, the evidence is weaker than in simple cross-section studies, while the correlates of firm-level bargaining emerge as quite distinct. Changes in collective bargaining status are intriguing in the sense of offering very mixed support for our priors both as regards joining sectoral and firm-level agreements and leaving firm-level agreements. Little support is adduced for any of our regressors (other than the industry dummies) in the case of establishments abandoning sectoral agreements.

Works council introduction and abandonment appears both better determined and more symmetric, even if the associations uncovered here are again not always consistent with those reported in the literature. A final issue is the collective bargaining-works council nexus. Works councils are positively associated with collective bargaining presence but in terms of switching only with the introduction of firm-level agreements. And the presence of collective agreements tends to favor the introduction of works councils and detract from their abandonment. Overall, the suggestion is that the two entities play a supportive role.

The British and German systems are fundamentally different. In particular, sectoral-level bargaining is the 'default' in Germany whereas, by the start of our period of investigation, it had all but disappeared in the British private sector. Instead, in the vast majority of British firms it is management that sets pay unilaterally rather than resorting to collective bargaining.

In contrast to Germany, British firms can combine sectoral and firm-level bargaining. In practice, however, we do not observe mix and match. Nearly all the firms setting some pay with collective bargaining used either sectoral or firm-level bargaining. Among those using collective bargaining, firm-level bargaining is more common than sectoral-level bargaining.

As in Germany, collective bargaining was in decline over the period 1998-2004. In Britain this was most evident in sectoral-level bargaining. But, unlike the situation in Germany, Joint Consultative Committees (JCCs) were also in conspicuous decline over this period. Much of the decline in collective bargaining is accounted for by compositional change in workplaces: those workplaces leaving the population, either because they died or had shrunk below the size threshold for inclusion in the survey, had higher rates of collective bargaining than new workplaces that had

either been born since 1998 or had grown above the lower size threshold. Change among continuing establishments was much less pronounced.

The amount of switching in and out of collective bargaining among British panel establishments is considerable. Nevertheless, there is substantial persistence in collective bargaining status, as indicated by the large positive effects of lagged bargaining status in the regression analysis. Switching is less common when one uses the measure of union recognition to proxy union involvement in pay bargaining. And the proportion of establishments introducing and abolishing JCCs is much higher than the switching in collective bargaining status.

Finally, much of the variance in collective bargaining status can be captured with workplace-level covariates obtained some six to seven years previously but the bottom line is that the correlates of sectoral and firm-level bargaining differ quite markedly.

## 6 Slip Sliding Away: Further Union Decline in Germany and Britain\*

### 6.1 Introduction

Recent years have witnessed a decline in unionism in Western Europe (Blanchflower, 2007; Ebbinghaus/Visser, 1999; Visser, 2003, 2006). The decline has not been uniform but has instead been concentrated in the larger countries, particularly Britain, Germany, and Italy. We take advantage of unique comparable establishment data to examine developments in two of these countries, Germany and Britain.

We contribute to the existing literature which has focused almost entirely on union density using household data, by exploring factors behind the demise of private sector unionization at establishment level.<sup>1</sup> We deploy a common model of the determinants of collective bargaining and undertake a shift-share analysis of observed changes in the outcome indicators both across time and vertically (i.e. at a single point in time).

The goal is to determine the contribution of compositional factors on the one hand and behavioural or within-group factors on the other to the decline in unionization. Although similar such decompositions based on union density have been undertaken for individual countries, ours is the first such comparative exercise. And apart from one other (single-country) study it is the first to consider union recognition rates at establishment level rather than on aggregations based on the union status of individuals. Moreover, unlike that study it covers a larger slice of the labour force, namely establishments with 10 or more employees rather than 25 or more employees.

### 6.2 Background

The decline in unionism in Britain long preceded our sample period. Writing at the beginning of this decade, and reflecting on the findings of a study tracking employment relations over the previous two decades, Millward/Bryson/Forth (2000, p. 234) commented: *“The system of collective relations, based on the shared values of*

---

\*This chapter is coauthored by John T. Addison, Alex Bryson, and Paulino Teixeira. The paper is published in the *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 58, No. 4, 2011. Reproduced by kind permission of John Wiley and Sons.

<sup>1</sup>We also considered the course of workplace representation in works councils (Germany) and joint consultative committees (Britain). Space constraints rule out presentation of this part of our analysis but results are available from the authors upon request.

*the legitimacy of representation by independent trade unions and of joint regulation, crumbled [...] to such an extent that it no longer represents a dominant model.*" Between 1979 and 1999 the percentage of employees who were union members fell from 73 percent to 28 percent; in 1980 about 70 percent of establishments recognized unions for collective bargaining purposes, declining to less than 45 percent by the mid-1990s (Machin, 2000). These results were driven by developments in the private sector, and above all in manufacturing.

Commentators were now to refer to unions as "hollow shells" (Hyman, 1997; Brown et. al., 1998; Millward/Bryson/Forth, 2000) , their parlous state severely affecting their ability to service current members' interests, let alone organize parts of the non-union sector (Willman/Bryson, 2009). The tendency was for new establishments and new entrants to the labour force to be 'born' non-union (Machin, 2000; Willman/Bryson/Gomez, 2007), resulting in a rise in the proportion of all employees in the labour force who had never been union members (Bryson/Forth, 2009).

In Britain, there is no legal impediment to a plant engaging in both sectoral and firm or establishment bargaining. In practice, by the start of our sample period, sectoral bargaining was already a spent force outside of the public sector (Brown/Bryson/Forth, 2009, p. 34). The demise of national pay bargaining in Britain reflects a decision made by employers to move away from a scenario in which sectoral bargaining set a floor to pay, effectively taking wages out of competition, to a situation in which employers are actively competing on the basis of labour costs.

Unlike Britain, in Germany firm-level and sectoral-level bargaining are mutually exclusive: they cannot co-exist at establishment level. Firm level bargaining may be used by larger firms able to absorb the fixed costs of a dedicated system. Nevertheless, the majority of large firms simply subscribe to the sectoral bargaining system. Smaller firms may use sectoral bargaining to benchmark their pay to the standard set by (most) others (Schmidt/Dworschack, 2006). Necessarily, this rationale breaks down if sectoral pay is set by large firm 'leaders' - a form of pattern bargaining - setting wages which only they can afford. This may precipitate exit from sectoral agreements to 'no agreement' by smaller and less well placed firms.

Historically, sectoral bargaining (strictly, regional industry-wide bargaining) has been the key form of collective bargaining in Germany, covering some 90 percent of all employees. As Schnabel/Zagelmeyer/Kohaut (2006, p. 168) note, things first began to change in the early 1970s with the emergence of what they term "qualitative bargaining policy," namely sectoral agreements that sought to accommodate improvements in working life and the protection of employees against dislocations caused by rationalization and technical change. Such provisions were to be implemented at local level. Thence, in the 1990s, under the pressures of globalization, high unemployment, and unification, the system of collective bargaining began to erode. The manifestations of this erosion included a rising trend of firm resigna-

tions from employers' associations (Silvia/Schroeder, 2007), a rapid decline in union density (Addison/Schnabel/Wagner, 2007), and shrinking collective bargaining coverage (Kohaut/Schnabel, 2003a). Moreover, the coverage of that other pillar of the German dual system - the works council - was also subject to some erosion (Hassel, 1999). In response to these challenges, German collective bargaining was decentralizing. One aspect of this development was the growth in company agreements as many firms dropped out of the centralized system. Another was the growth of decentralization in sectoral agreements - first through the device of 'opening clauses' that allowed firms more flexibility via locally negotiated adjustments to centrally agreed working time and wages, and latterly through other contractual innovations including 'pacts for employment and competitiveness' (Addison/Schnabel/Wagner, 2007). Such organized decentralization may have slowed the flight from sectoral collective bargaining to firm-level bargaining and individual bargaining. Nevertheless, from 1990 to 1997 the number of company agreements rose from 2,100 to 3,300 in western Germany (and from 2,700 to 5,000 in the whole of Germany) while the percentage of employees in western Germany who were covered by collective (sectoral) agreements fell from 83.1 (72.2) percent in 1995 to 75 (67.8) percent in 1998 (Hassel, 1999).

The decline in union density has been fairly extensively charted in Britain, somewhat less so in Germany given the longer-standing decline in the former nation. One early hallmark of the British analysis was the attempt to decompose the decline in unionization into its constituent parts. For the decade of the 1980s (strictly 1983-1989) Green (1992) concludes that the combined effect of compositional factors to the observed decline in private-sector union density from 49.6 to 38.6 percent was 30 percent, which is taken by the author to be an upper-bound estimate since compositional changes are not independent of public policy or macroeconomic conditions.

In investigating the 16 percentage point fall in private-sector union density over the period 1983-2001, Bryson/Gomez (2005) find that just one percentage point is explained by an increase in the number of workers who ceased being union members. The remainder is due to the rise in the percentage of employees who never join a trade union ("never-members").<sup>2</sup> Overall, the authors conclude that 60 percent of the 20 percentage point increase in never-membership over the period was due to compositional factors.

We are only aware of one British study that uses plant level data to identify the contribution of compositional change of unionization rates. (The others investigate union density based on the union status of individuals.) Blanchflower/Bryson (2009) show that the share of establishments recognizing one or more unions for collective bargaining (viz. the union recognition rate) fell from 49.5 percent in 1980

---

<sup>2</sup>For a moment-in-time analysis of the determinants of 'never membership' in German trade unions, see Schnabel/Wagner (2006).



to 22.3 percent in 2004 among all private-sector establishments with 25 or more employee. Applying the predictions of the 1980 model to the 2004 sample, they conclude that behavioral factors (largely employer choices) dominated any effects arising from changes in the structure of the establishment since no less than 68 percent (18.5 percentage points) of the decline in union recognition was the result of within-group changes.

The early literature on the determinants of union density in Germany indicated that the propensity for union membership had not changed materially over time (see, *int. al.*, the literature review in Fitzenberger/Kohn/Wang (2006)). However, two more recent contributions challenge the implication that the decline in union density in that country has mainly been driven by composition effects. Using data from three cross sections of the ALLBUS general survey from 1980 to 2004 in western Germany and from 1992 to 2004 in eastern Germany, Schnabel/Wagner (2007) find changes in the composition of the sample of employees in western Germany explain just 0.16 percentage points (or 1.4 percent) of the 11.49 percentage point decline in the share of employees that were union members over the sample period (although the compositional effects are larger when taking the results for 2004 as the reference group). The east German results pointed to even smaller compositional effects.

A study by Fitzenberger/Kohn/Wang (2006) using data from six (four) waves of the German Socio-Economic Panel for western (eastern) Germany estimates individual membership functions via a correlated random effects probit model. The characteristics' effects explain under one-third of the 6 percentage point decline in union density in western Germany between 1993 and 2003, and under one-fifth of the 19 percentage point decline in eastern Germany over the same interval. The role of characteristics versus coefficients is also evaluated in terms of east-west comparisons at the start and end of the period. In 1993 when union density in the east exceeded that in the west by 11 percentage points, the composition of the west German labor force actually favored higher density (by 5 percentage points). Accordingly, the higher density in the east resulted from a 16 percentage point difference in coefficients; that is, for given characteristics, east Germans were at this time more strongly unionized than their western counterparts. But by 2003 union density in the east had fallen some 2 percentage points below that of the west. Since the composition of the labour force in the west still favored higher density, it follows that the coefficients effect had become more similar in the two halves of the country. On balance, therefore, the emerging consensus of the recent German literature is that changes in the composition of the workforce have played a minor role in the decline in union density.

In what follows, we analyze the decline in private-sector collective bargaining in Britain and Germany. Our unit of analysis throughout is the establishment. Drawing on the German Institute for Employment Research Establishment (IAB) Panel and the British Workplace Employment Relations Surveys (WERS), we offer

the first unified comparative analysis of the erosion of collective bargaining coverage to complement the recent disparate studies of union density in each country.

### 6.3 Data

The German data are taken from the private sector establishments in the IAB Establishment Panel. The Panel is based on a stratified random sample of establishments<sup>3</sup> - the strata are currently defined over 17 industries and 10 employment size categories - from the population of all establishments with at least one employee covered by social insurance (see Fischer et. al., 2009). The basis for sampling is the Federal Employment Agency establishment file, containing some 2 million establishments. The panel was set up in 1993 for western Germany so as to provide a representative information system permitting continuous analysis of labour demand. It was applied to eastern Germany in 1996 and is therefore now nationwide in its coverage. From the outset the IAB Establishment panel was intended as a longitudinal survey, so that a large majority of the same plants are interviewed each year. To correct for panel mortality, exits, and newly founded firms, however, the data are augmented regularly. Taken in conjunction with other extension samples (to allow regional analysis at the federal state level), the panel has grown over time and now the number of plants surveyed is around 16,000 units.

The survey is generally carried out in the form of face-to-face interviews, with written postal surveys also being undertaken in some federal states. The overall response rate to the surveys has varied between 63 percent and 73 percent. It is lower for first-time respondents and for the written surveys. But the response rate for the orally-interviewed continuing establishments is stable at between 81 percent and 84 percent. (On the cross-sectional and longitudinal weighting procedures, see Fischer et. al. (2009))

We restrict the German data to the 1998 and 2004 cross-sections of the IAB Establishment Panel to maintain correspondence with the two British establishment surveys. The German raw sample contains a total of some 25,451 observations: 9,762 from the 1998 survey and 15,689 observations from the 2004 survey.

The British data are taken from the 1998 and 2004 WERS. These are cross-sectional surveys based on stratified random samples of establishments taken from the Inter-Departmental Business Register which contains the population of establishments in Britain that are subject to VAT or maintain tax records for the purpose of paying employees. The survey covers all sectors of the British economy with the exception of mining and quarrying; agriculture, hunting, and forestry; fishing; private households with employed persons; and extraterritorial bodies. However, for the purposes of the present exercise, we confine our attention to private-sector establishments. The unit of analysis is the establishment, namely a place of em-

---

<sup>3</sup>Large plants are oversampled but the sampling within each cell is random.

ployment at a single address or site. For the 1998 WERS the population was all establishments with at least 10 employees. For the 2004 WERS, however, the employment threshold was lowered to 5 employees. We retain the 10 employee threshold to ensure comparability across the two British surveys. (Filters were applied to the German data to provide a comparable sample, including the public sector and size restrictions.) The final estimation sample for Britain is 2,991, comprising 1,502 establishments in 1998 and 1,489 in 2004. This number falls to 2,920 when distinguishing bargaining levels due to some missing observations.

All independent variables are collected in face-to-face interviews with the senior manager responsible for employment relations on a day-to-day basis. The response rate was 80 percent in 1998 and 65 percent in 2004. As in the German case, we apply sample weights so that our analyses are nationally representative of private-sector establishments in Britain with 10 or more employees (For full details of the two surveys, see Chaplin et. al. (2005); Airey et. al. (1999).)

Most of the variables used in our analysis are self-explanatory, but two of them deserve some additional explanation. First, the definition of a 'leading region' in Britain is London and the South East of England, whereas for Germany it is simply western Germany. Second, the 'proportion of skilled workers' in Britain is based on the proportion of employees in the establishment in skilled occupations, defined as those in managerial, professional, technical, clerical, and skilled craft occupations. For Germany, the definition comprises skilled manual workers together with employees in jobs requiring a vocational qualification or comparable training on the job or relevant professional experience, and those in jobs requiring a university degree or higher education.

The German establishment panel identifies whether or not the establishment is bound by an industry-wide agreement, a company agreement concluded by the establishment and the trade unions, or no collective agreement at all.<sup>4</sup> The British data contain two measures of collective bargaining. The first is based on whether there is an agreement, be it at establishment, organization or sectoral level, to recognize one or more unions to bargain over terms and conditions for employees at the surveyed establishment.<sup>5</sup> This recognition measure is that which has traditionally been used in analyses of establishment unionization in Britain, going back to the first establishment survey in 1980 (Blanchflower/Bryson/Forth, 2007). However, in the 1998 and 2004 surveys new questions were introduced inquiring

---

<sup>4</sup>The German survey goes on to ask of those establishments not bound by a collective agreement whether or not they nevertheless orient themselves toward an industry-wide collective agreement. We do not exploit this potentially interesting distinction here.

<sup>5</sup>Once the survey interviewer has established that there is a union at the establishment the manager is asked: *"Is the [NAME OF UNION] recognized by management for negotiating pay and conditions for any sections of the workforce in this establishment? (INTERVIEWER: If agreements are negotiated with the union at a higher level in the organisation or by an employers association, but apply to union/staff association members here, count as recognized)."*

of the establishment manager how pay was set for each single-digit occupational group in the establishment. Specifically, for each occupation present the manager was now asked: “Which of the following statements most closely characterizes the way that pay is set for [occupational group]?” The first three pre-coded answers are: “collective bargaining for more than one employer (e.g. industry-wide agreement)”; “collective bargaining at an organization level”; and “collective bargaining at this establishment.” From this information we construct variables identifying any collective bargaining, any sectoral-level collective bargaining, and any firm-level (establishment or organization) collective bargaining.

It is notable that the incidence of collective bargaining is higher using the former ‘union recognition’ measure than the alternative ‘any collective agreement’ derived from the occupation-specific tranche of questions (see Table 6.1 below). This may be because the latter is interpreted by respondents as active collective bargaining during the year of the survey, whereas union recognition may also include establishments where an agreement to negotiate over wages is in place, but where no actual bargaining occurred in the survey year, either because the pay agreement is not due for renewal in that year or because the agreement is dormant (Kersley et. al., 2006; Millward/Bryson/Forth, 2000). To obtain a complete picture, although our focus will be upon the conventional union recognition variable, we shall supplement this discussion with an analysis of collective agreements of any type so as to consider not only the correlates of active bargaining but also how these may differ by bargaining gradient (i.e. industry-level versus establishment/organization-level agreements).

## 6.4 Modeling

Our study of union decline between, say,  $t_0$  and  $t_1$  is based on the standard Oaxaca-Blinder decomposition (or multivariate shift-share analysis) in which the outcome of interest  $Y$  (here the collective bargaining measure relevant to the establishment) is conditional on a set of observed characteristics  $X$  (Oaxaca, 1973). Further, assuming that  $Y$  is generated by a linear additively separable function in observable and unobservable characteristics, we have (for either country, Germany or Britain)

$$Y_{t_1} = X_{t_1}B_{t_1} + u_{t_1} \tag{6.1}$$

and

$$Y_{t_0} = X_{t_0}B_{t_0} + u_{t_0} \tag{6.2}$$

The aggregate change in the outcome variable,  $\Delta_t$ , is therefore (assuming that  $E(u_{t_1}|X_{t_1}) = 0$  and  $E(u_{t_0}|X_{t_0}) = 0$ )

$$\Delta_t = y_{t_1} - y_{t_0} = x_{t_1}b_{t_1} - x_{t_0}b_{t_0} \tag{6.3}$$

where  $y$  denotes the mean outcome,  $x$  the mean vector of characteristics, and  $b$  the corresponding coefficient estimates, obtained from equations (6.1) and (6.2) in separate OLS regressions.

After adding and subtracting  $x_t b_t$  (i.e. the counterfactual) from (6.3), we have the two-component decomposition

$$\Delta_t = (x_{t_1} - x_{t_0})b_{t_1} + x_{t_0}(b_{t_1} - b_{t_0}) \quad (6.4)$$

where the first term on the right-hand-side gives the 'explained' component; that is, the part of the observed change allocated to differences in observable characteristics (the between or compositional effect) while the second gives the 'unexplained' component (the within or behavioural effect), namely the change in the outcome occasioned by differences in propensities from period  $t_0$  to period  $t_1$ .<sup>6</sup>

We are also interested in analyzing differences in outcomes across countries at a given point in time. In this case, and now denoting countries by subscripts (1 for Germany and 0 for Britain), the overall mean gap between the two countries  $\Delta_j$  at a certain moment in time (i.e. 1998 or 2004) is given by

$$\Delta_j = y_1 - y_0 = (x_1 - x_0)b_1 + x_0(b_1 - b_0) \quad (6.5)$$

where  $y$  and  $x$  again denote mean vectors for the dependent and independent variables respectively and  $b$  are the coefficient estimates obtained from the separate OLS regressions:  $Y_1 = X_1 B_1 + u_1$  and  $Y_0 = X_1 B_0 + u_0$ .

To keep our implementation as simple as possible, we rely on linear estimates for our decompositions, although as a robustness check we shall also report parenthetically on some nonlinear estimates.

By way of summary, our outcome variable is whether or not the establishment is covered by a collective agreement (or, principally, a recognized union for Britain). We shall also report the cases where the dependent variable measures the presence of a firm or sectoral agreement. Our explanatory variables, common to the two countries, are industry and establishment size dummies, measures of workforce composition, (skill, gender, and working time status), foreign ownership, single versus multi-site firm status, establishment age, and region.

## 6.5 Findings

Table 6.1 presents the means of the variables in 1998 and 2004 and the corresponding percentage point/percentage changes in these values over the period. The first

<sup>6</sup>We do not implement a three-component decomposition which can be derived similarly to yield  $\Delta_t = (x_{t_1} - x_{t_0})b_{t_1} + x_{t_0}(b_{t_1} - b_{t_0}) + (x_{t_1} - x_{t_0})(b_{t_1} - b_{t_0})$ , where the third term is the interaction of the composition and within-group effects (Oaxaca/Ransom, 1994). Consistent with the literature, our assumption is that the third term is negligible.

five rows of the table contain the outcome measures, while the establishment characteristics are reported in the remaining rows. Throughout the means are computed using sample weights so as to guarantee their representativeness with respect to the underlying population.

**Table 6.1**  
Establishment mean characteristics in Germany and Britain, survey-weighted data, 1998 and 2004

	Germany				Britain			
	1998	2004	p.p.c.	p.c.	1998	2004	p.p.c.	p.c.
<i>Any collective agreement/union recognition</i>	62.5	51.1	-11.4	-18.2	20.3	14.5	-5.8	-28.7
<i>Any collective agreement</i>	62.5	51.1	-11.4	-18.2	16.9	10.6	-6.3	-37.2
<i>Sectoral-level agreement</i>	56.9	47.1	-9.8	-17.2	4.2	1.8	-2.4	-57.2
<i>Firm-level agreement</i>	5.6	4	-1.6	-28.5	8.3	7.7	-0.6	-7.4
Manufacturing	25.8	21.4	-4.4	-17.1	17.6	14.4	-3.2	-18.2
Utilities	0.4	0.7	0.3	72.1	0.2	0.2	-0.1	-26.2
Construction	15.4	10.6	-4.8	-30.9	6.5	5	-1.5	-23
Wholesale and retail trade	26.3	25.6	-0.7	-2.5	25.5	25.8	0.3	1.1
Hotels and restaurants	6.6	6.7	0.1	1.2	10.6	11	0.4	4.2
Transport and communications	5.6	6.7	1.1	20.2	5.3	5.3	0.0	0.8
Financial services	0.9	1.8	0.9	91.4	12.9	13.5	0.6	4.6
Other business services	11.3	16.1	4.8	42	5.7	7.3	1.5	26.7
Education	0.9	0.9	0.0	1.5	2.9	1.3	-1.6	-54.9
Health	4.8	6.5	1.7	36.4	3.8	4.2	0.4	10.4
Community services	2.0	3.0	1.0	50.0	9.0	12.0	3.0	33.7
Leading region	74.2	81.7	7.6	10.2	29.2	25.8	-3.4	-11.7
Size 10-20	58.8	56.3	-2.5	-4.3	52.8	51.5	-1.3	-2.5
Size 21-100	34.6	36.5	1.9	5.5	38.6	40.6	2.0	5.1
Size 101-200	3.8	4.2	0.4	11.9	5.1	4.5	-0.6	-11.7
Size 201-499	2.1	2.3	0.2	11.7	2.7	2.6	-0.1	-4.4
Size 500-999	0.4	0.5	0.1	13.6	0.6	0.6	0.0	3.4
Size 1, 000+	0.3	0.2	0.0	-4	0.2	0.2	0.0	-9.1
Foreign owned	3.1	4.2	1.1	35.5	7.7	11.3	3.7	47.6
Single establishment	81.3	77.9	-3.3	-4.1	40.2	38.1	-2.1	-5.2
Establishment older than 10 years	69.7	77.6	7.8	11.2	66.9	72.9	6.0	8.9
Proportion female workers	39.7	41.5	1.8	4.5	47.9	48.4	0.5	1.1
Proportion part-time workers	21.8	20.3	-1.5	-6.7	28.6	30.4	1.8	6.4
Proportion skilled workers	57.0	62.8	5.8	10.1	54.6	46.9	-7.7	-14.0

*Notes: p.p.c. and p.c. denote percentage point change and percentage change in the mean values, respectively. All variables are 1, 0 dummies, with mean values given in percentages. Sources: IAB Establishment Panel; WERS 1998 and 2004.*

The incidence of collective bargaining has declined markedly in Britain and Germany (row 1), the percentage point decline being twice as large for union recognition in Britain as it is for collective bargaining in Germany (11.4 versus 5.8 percentage points). The rate of decline - measured as a percentage of collective bargaining in the base period - is one-and-a-half times faster in Britain (viz. 30 percent compared with around 20 percent in Germany). Nevertheless, levels of collective bargaining coverage remain considerably higher in Germany than in Britain throughout the period. In the British case, although the incidence of (any) collective bargaining coverage is lower than union recognition, its recorded absolute and relative decline is higher, a finding consistent with a further 'hollowing out' of union bargaining in Britain.

Sectoral bargaining predominates in Germany: multiemployer agreements are ten times more common than firm agreements. In Britain, on the other hand, sectoral bargaining appears to be an endangered species - even before the start of our sample period. Firm-level collective bargaining is considerably more stable over time than sectoral bargaining for both countries and its incidence is higher in Britain than in Germany throughout the period. Latterly, it seems that German employers' aversion to collective bargaining is not confined to sectoral bargaining since firm-level bargaining is also in decline.

Table 6.1 also reviews the other establishment characteristics for both countries that we use in our shift-share analyses. The distribution of establishment size (as measured by number of employees), establishment age, and workforce composition (skill, gender, and hours of work), seem to be quite similar across countries. Differences are apparent with respect to foreign ownership (twice as high in Britain), and industry composition (e.g. the preponderance of the financial sector and hotels and restaurants in Britain, and the greater importance of construction in Germany). There are also sizeable differences in the importance of other business and services and community services in the two countries. However, the biggest difference between Britain and Germany relates to single versus multiple establishment firms: in Germany single establishment firms ('independent' companies) constitute four-fifths of the private sector, as compared with just two-fifths in Britain.

Table 6.2 presents the incidence of collective bargaining and union recognition in Germany and Britain by establishment characteristics. In Germany, collective bargaining incidence is above average in sectors like utilities, construction, hotels and restaurants, transport and communications, and financial services. It is below average in manufacturing, health, education, and other business services. In Britain, utilities, education, health, and transport and communications, education, and health exceed the country mean for recognition. Looking across countries, coverage rates diverge least in utilities, education, and health. For the remaining sectors, coverage is much higher in Germany, often dramatically so. The decline in coverage in Germany is concentrated among establishments with 200 or fewer employees, while in Britain it is concentrated in establishments with 10-20 and 201-999

employees. In both countries the decline in the incidence of collective bargaining and union recognition is to a large extent across-the-board, even if some marked 'individual' differences are apparent.

**Table 6.2**

Incidence of collective bargaining of any type/union recognition in Germany and Britain by establishment characteristics, weighted data, 1998 and 2004

	Germany			Britain		
	(Collective agreement)		p.p.c.	(Union recognition)		p.p.c.
	1998	2004		1998	2004	
Manufacturing	56.7	44.9	-11.8	16.8	8.9	-7.9
Utilities	96.8	73.3	-23.5	97.9	94.9	-3
Construction	76.1	73.8	-2.3	24.2	9.4	-14.8
Wholesale and retail trade	70.9	59.7	-11.2	14.7	9.8	-4.9
Hotels and restaurants	85.4	66.3	-19.1	2.6	0.3	-2.3
Transport and communications	77.1	55.4	-21.7	33.5	19.6	-13.9
Financial services	81.2	79.4	-1.8	24.8	33.1	8.3
Other business services	23.8	24	0.2	6.3	1.7	-4.6
Education	30.7	33.3	2.6	43.8	26.1	-17.7
Health	41.1	33.5	-7.6	31.2	11.7	-19.5
Community services	78.5	34	-44.5	9.9	14.5	4.6
Leading region	68.2	54.7	-13.5	12.7	11	-1.7
Size 10-20	56.2	49.2	-7	33.1	21.3	-11.8
Size 21-100	68.4	56.5	-11.9	19.4	16.3	-3.1
Size 101-200	81.3	65.2	-16.1	38.8	36.8	-2
Size 201-499	78.8	78	-0.8	54.8	48.3	-6.5
Size 500-999	94.8	88.5	-6.3	61.4	43.8	-17.6
Size =1000	98.5	95	-3.5	66.6	61.1	-5.5
Foreign owned	61.8	53.3	-8.5	15.8	14.2	-1.6
Single establishment	59.9	46.9	-13	12.4	4.8	-7.6
Establishment older than 10 years	67.9	54.2	-13.7	19.8	16.7	-3.1

*Note: See notes to Table 6.1. Sources: IAB Establishment Panel; WERS 1998 and 2004.*

The basis of the subsequent decomposition exercise is Table 6.3, which presents our linear probability estimates of a establishment having a collective agreement of any type (Germany) or a recognized union (Britain).<sup>7</sup> The first column of the table pools the German data for 1998 and 2004. It shows that, all else constant, only the other business services, education, and health sectors evince a statistically significant lower probability of coverage than manufacturing (the reference sector), while the role of establishment size is well-determined (the larger the establishment, the greater the probability of coverage). The fourth column repeats the same pooled

<sup>7</sup>Similar regressions for the other outcome variables - any collective agreement for Britain, and sectoral- and firm-level agreements for both countries - are available on request.



analysis for Britain. It indicates that utilities have a higher probability of union recognition than manufacturing, whereas wholesale and retail trade, hotels and restaurants, other business services, and community services all have a lower probability. These results hold, with a few exceptions, for the separate year regressions given in the second/third and fifth/sixth columns for Germany and Britain, respectively. Further, foreign ownership, single establishment status and establishment 'youth' decrease the probability of being covered, especially in Germany. However, no particular pattern emerges from workforce composition.

Table 6.3

Linear probability estimates of an establishment having a collective agreement of any type/union recognition in Germany and Britain, weighted data, 1998 and 2004

	Germany			Britain			Pooled Data		
	1998/2004	1998	2004	1998/2004	1998	2004	1998/2004	1998	2004
Utilities	0.23*** (0.046)	0.317*** (0.061)	0.182*** (0.053)	0.566*** (0.048)	0.5*** (0.073)	0.634*** (0.062)	0.288*** (0.042)	0.376*** (0.057)	0.242*** (0.053)
Construction	0.294*** (0.031)	0.276*** (0.047)	0.312*** (0.035)	-0.54 (0.064)	-0.073 (0.116)	-0.051 (0.049)	0.162*** (0.033)	0.149*** (0.057)	0.174*** (0.031)
Wholesale and retail trade	0.114*** (0.032)	0.147*** (0.051)	0.082** (0.035)	-0.197*** (0.425)	-0.22*** (0.073)	-0.171*** (0.412)	-0.012 (0.027)	-0.001 (0.046)	-0.02 (0.027)
Hotels and restaurants	0.275*** (0.049)	0.32*** (0.075)	0.226*** (0.059)	-0.296*** (0.047)	-0.379*** (0.086)	-0.234*** (0.043)	-0.028 (0.036)	-0.018 (0.062)	-0.032 (0.036)
Transport and communications	0.127*** (0.041)	0.214*** (0.059)	0.061 (0.049)	-0.159 (0.065)	-0.003 (0.117)	-0.033 (0.056)	0.065* (0.037)	0.012* (0.067)	0.027 (0.036)
Financial services	0.192*** (0.06)	0.181 (0.110)	0.186*** (0.062)	0.225 (0.051)	-0.076 (0.083)	0.114** (0.056)	0.095** (0.040)	0.024 (0.065)	0.148*** (0.045)
Other business services	-0.257*** (0.033)	-0.314*** (0.061)	-0.232*** (0.032)	-0.216*** (0.044)	-0.268*** (0.08)	-0.162*** (0.040)	-0.263*** (0.029)	-0.311*** (0.053)	-0.23*** (0.027)
Education	-0.167* (0.097)	0.16 (0.187)	-0.185** (0.086)	0.087 (0.105)	0.121 (0.152)	0.025 (0.095)	0.015 (0.087)	0.072 (0.145)	-0.058 (0.064)
Health	-0.14** (0.067)	-0.142 (0.129)	-0.151** (0.063)	-0.045 (0.073)	0.031 (0.134)	-0.096 (0.062)	-0.104** (0.052)	-0.055 (0.102)	-0.137*** (0.046)
Community services	0 (0.066)	0.261*** (0.090)	-0.137** (0.060)	-0.127** (0.050)	-0.202** (0.080)	-0.069 (0.056)	-0.045 (0.036)	-0.052 (0.059)	-0.04 (0.040)
Leading region	0.211*** (0.019)	0.231*** (0.033)	0.197*** (0.020)	-0.072*** (0.019)	-0.101*** (0.034)	-0.061*** (0.022)	0.05*** (0.015)	0.056** (0.026)	0.045*** (0.016)
Size 21-100	0.102*** (0.019)	0.098*** (0.031)	0.101*** (0.022)	0.03 (0.024)	0.005 (0.042)	0.061** (0.024)	0.069*** (0.016)	0.062** (0.029)	0.078*** (0.017)
Size101-200	0.206***	0.219***	0.186***	0.183***	0.165***	0.208***	0.202***	0.217***	0.195***

*To be continued on the next page!*

Table 6.3: Continued

	Germany			Britain			Pooled Data		
	1998/2004	1998	2004	1998/2004	1998	2004	1998/2004	1998	2004
	(-0.02) <sup>5</sup>	(0.038)	(0.030)	(0.034)	(0.533)	(0.044)	(0.022)	(0.035)	(0.028)
Size 201-499	0.271***	0.217***	0.303***	0.302***	0.294***	0.321	0.306***	0.295***	0.321***
	(0.028)	(0.048)	(0.029)	(0.034)	(0.055)	(0.043)	(0.023)	(0.039)	(0.027)
Size 500-999	0.406***	0.343***	0.421***	0.296***	0.355***	0.265***	0.364***	0.4***	0.343***
	(0.028)	(0.041)	(0.035)	(0.043)	(0.069)	(0.054)	(0.028)	(0.044)	(0.035)
Size 1000+	0.386***	0.321***	0.424***	0.402***	0.399***	0.414***	0.4***	0.384***	0.419***
	(0.027)	(0.0433)	(0.031)	(0.049)	(0.081)	(0.063)	(0.030)	(0.051)	(0.035)
Foreign owned	-0.113***	-0.134	-0.104**	-0.104***	-0.149***	-0.067**	-0.11***	-0.155***	-0.086***
	(0.041)	(0.082)	(0.041)	(0.027)	(0.046)	(0.032)	(0.024)	(0.041)	(0.027)
Single establishment	-0.12***	-0.084***	-0.148***	-0.162***	-0.174***	-0.139***	-0.135***	-0.127***	-0.137***
	(0.041)	(0.035)	(0.025)	(0.024)	(0.043)	(0.023)	(0.018)	(0.033)	(0.018)
Establishment older than 10 years	0.085***	0.093**	0.076***	0.023	-0.016	0.069***	0.065***	0.056*	0.077***
	(0.025)	(0.042)	(0.029)	(0.027)	(0.048)	(0.022)	(0.019)	(0.033)	(0.018)
Proportion female workers	0.027	0.045	0.023	-0.016	-0.072	0.026	0.05	0.056	0.053
	(0.048)	(0.084)	(0.052)	(0.052)	(0.095)	(0.05 )	(0.036)	(0.068)	(0.036)
Proportion part-time workers	0.012	-0.091	0.069	0.084*	0.122	0.053	0	-0.044	0.031
	(0.057)	(0.097)	(0.063)	(0.051)	(0.095)	(0.050)	(0.039)	(0.073)	(0.040)
Proportion skilled workers	0.103***	0.073	0.11**	-0.046	-0.002	-0.08*	0	0.004	0
	(0.037)	(0.057)	(0.044)	(0.041)	(0.069)	(0.044)	(0.029)	(0.049)	(0.032)
Time dummy (2004)	-0.124***	—	—	-0.056**	—	—	-0.081***	—	—
	(0.019)			(0.022)			(0.015)		
German establishment	—	—	—	—	—	—	0.435***	0.453***	0.422***
							(0.018)	(0.032)	(0.018)
Constant	0.32***	0.293***	0.238***	0.363***	0.443***	0.216***	0.153***	0.154*	0.059
	(0.049)	(0.075)	(0.056)	(0.074)	(0.12 )	(0.057)	(0.048)	(0.084)	(.0398)
Observations	10,686	3,552	7,134	2,991	1,502	1,489	13,677	7,134	8,623
R <sup>2</sup>	0.20	0.22	0.18	0.17	0.18	0.19	0.27	0.18	0.26

Notes: \*,\*\* and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. 'Manufacturing' and 'Size 10-20' are the reference industry and employment size categories, respectively. Sources: IAB Establishment Panel; WERS 1998 and 2004.

The coefficient estimate for the time dummy (2004) of -0.124 for Germany in the first column of the table is a little higher than the observed decline of 11.4 percentage points (earlier reported in Table 6.1), suggesting that the contribution of the compositional effect to change is likely to be low. Put differently, holding characteristics constant, the coefficient estimate for the time dummy implies a 12.4 percentage point decline, implying that the within-effect will tend to dominate.

In the case of Britain, the coefficient of the time dummy (-0.056) also mirrors quite closely the observed raw decline of 5.8 percentage points (see Table 6.1) in the union recognition measure over the period 1998-2004. As in the case of Germany, therefore, the compositional effect for Britain is expected to be low as well.

Results for pooled country data are provided in the last three columns of Table 6.3. In these pooled analyses we reweighted the data so that the British and German establishments contributed an identical number of weighted observations to the analysis. The coefficient estimate for the German establishment variable gives the increased probability of an establishment in that country being covered by a collective agreement of any type relative to Britain, having controlled for observable establishment characteristics. In the regression for 1998, for example, this coefficient is equal to 0.453 which is slightly higher than the observed 1998 gap between the two countries of 0.422 (again consult Table 1). For 2004, as can be seen from the final column of the table, the disparity is larger: 0.422 rather than 0.366 (Table 6.1). (Note that the coefficient estimate for the German establishment variable in the seventh column of the table is roughly the average of the 1998 and 2004 coefficients reported in the separate regressions.) The implication is that there is something about being in Germany, rather than Britain, and not accounted for by characteristics at establishment-level that markedly elevate the probability of collective bargaining coverage. This latter result will of course come as no surprise to proponents of the varieties-of-capitalism school who tend to emphasize the role of macro-institutional features and political economy considerations. Finally, the time dummy of -8.1 percent very roughly approximates the observed decline in the German-British union representation gap of 5.6 percentage points earlier shown in Table 6.1.

Our multivariate shift-share analysis is summarized in panels (a) through (d) of Table 6.4. The estimates are derived from the decomposition exercise described in equation (6.4) by type of collective bargaining coverage. Rows (5)-(8) of each panel give the proportions of the observed change in outcome that are due to the compositional effect and the within-effect, respectively. The compositional effect is computed assuming two distinct base-year (1998 and 2004) propensities as reference categories, while the within-effect is, by definition, simply the difference between the actual change and the compositional effect. These effects are computed for Germany and Britain from separate regressions. All estimates are statistically significant at conventional levels.

**Table 6.4**

Within versus compositional change in Germany and Britain by type of agreement, weighted data, 1998 and 2004

	Germany		Britain	
	1998	2004	1998	2004
<i>a) Collective agreement of any type/union recognition:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	62.5	51.1	20.3	14.5
(2) Percentage point change, 1998-2004		-11.4		-5.8
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients		63.7 (0.005)		19.0 (0.006)
(4) 1998 (predicted) coverage based on 2004 coefficients	50.5 (0.007)		13.7 (0.007)	
(5) Percentage point change due to changes in characteristics based on 1998 coefficients		1.2 (0.011)		-1.3 (0.012)
(6) Percentage point change due to changes in behaviour based on 1998 coefficients		-10.90% -12.6 (0.019)		21.80% -4.6 (0.022)
(7) Percentage point change due to changes in characteristics based on 2004 coefficients		110.90% 0.7 (0.009)		78.20% 0.8 (0.010)
(8) Percentage point change due to changes in behaviour based on 2004 coefficients		-5.90% -12 (0.019)		-13.20% -6.6 (0.023)
		105.90%		113.20%
<i>b) Collective agreement of any type:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	62.5	51.1	16.9	10.6
(2) Percentage point change, 1998-2004		-11.4		-6.3
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients		63.7 (0.005)		17 (0.005)
(4) 1998 (predicted) coverage based on 2004 coefficients	50.5 (0.007)		10.5 (0.005)	
(5) Percentage point change due to changes in characteristics based on 1998 coefficients		1.2 (0.011)		0.1 (0.011)
(6) Percentage point change due to changes in behaviour based on 1998 coefficients		-10.90% -12.6 (0.019)		-1.60% -6.4 (0.020)
(7) Percentage point change due to changes in characteristics based on 2004 coefficients		110.90% 0.7 (0.009)		101.60% 0.1 (0.007)
(8) Percentage point change due to changes in behaviour based on 2004 coefficients		-5.90% -12.0 (0.019)		-2.20% -6.4 (0.020)
		105.90%		102.20%
<i>c) Sectoral-level agreement:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	56.9	47.1	4.2	1.8

*To be continued on the next page!*

Table 6.4: Continued

	Germany		Britain	
	1998	2004	1998	2004
(2) Percentage point change, 1998-2004		-9.8		-2.4
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients		58.0 (0.005)		3.5 (0.002)
(4) 1998 (predicted) coverage based on 2004 coefficients	46.5 (0.007)		1.8 (0.001)	
(5) Percentage point change due to changes in characteristics based on 1998 coefficients		1.0 (0.011)		-0.7 (0.005)
(6) Percentage point change due to changes in behaviour based on 1998 coefficients		-10.50% -10.8 (0.019)		29.70% -1.7 (0.010)
(7) Percentage point change due to changes in characteristics based on 2004 coefficients		110.50% 0.6 (0.009)		70.30% 0.0 (0.002)
(8) Percentage point change due to changes in behaviour based on 2004 coefficients		-6.10% -10.4 (0.019)		1.30% -2.4 (0.012)
		106.10%		98.70%
<i>d) Firm-level agreement:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	5.6	4.0	8.3	7.7
(2) Percentage point change, 1998-2004		-1.6		-0.6
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients		5.8 (0.001)		8.3 (0.003)
(4) 1998 (predicted) coverage based on 2004 coefficients	3.9 (0.002)		7.3 (0.004)	
(5) Percentage point change due to changes in characteristics based on 1998 coefficients		0.2 (0.004)		0.0 (0.006)
(6) Percentage point change due to changes in behaviour based on 1998 coefficients		-13.30% -1.8 (0.009)		0.00% -0.6 (0.014)
(7) Percentage point change due to changes in characteristics based on 2004 coefficients		113.30% 0.1 (0.003)		100.00% 0.5 (0.006)
(8) Percentage point change due to changes in behaviour based on 2004 coefficients		-4.40% -1.7 -0.008		-72.60% -1.1 -0.014
		104.40%		172.60%

Notes: For each panel, row (3) is given by  $x_{04}b_{98}$  and row (4) by  $x_{98}b_{04}$ ; row (5), the between-effect, is given by  $(x_{04} - x_{98})b_{98}$ , or row (3) minus row (1) in 1998, while row (6), the within-effect, is given by  $x_{04}(b_{04} - b_{98})$ , or row (2) minus row (4). Finally, row (7) is given by  $(x_{04} - x_{98})b_{04}$  and row (8) by  $x_{98}(b_{04} - b_{98})$ .  $x$  denotes the observed mean characteristics and  $b$  the estimated coefficients in the corresponding year. Standard errors are in parentheses. Sources: IAB Establishment Panel; WERS 1998 and 2004.

The most striking feature of the table is the magnitude of the within-effect throughout. In the case of Germany, for example, had the propensities (1998 coefficients) assumed the same level in 1998 and 2004, collective bargaining coverage would have been virtually unchanged over the sample period (63.7 percent rather than 62.5 percent). Given that the observed coverage rate in 2004 is 51.1 percent, it follows that the decline in collective bargaining coverage in Germany is due in its entirety to a change in behaviour. If anything, changes in the characteristics of establishments over the period were actually favourable toward collective bargaining as the within effect is 110.9 percent in row (6). Using the 2004 coefficients, the within-effect would be slightly smaller at 105.9 percent, row (8). As shown in panels (c) and (d), these results also hold for the cases of sectoral bargaining and firm-level agreements, respectively.

In Britain, the within-effect is also the major driving force in explaining the change in union recognition over time, accounting for nearly 80 percent of the observed decline in the case where 1998 coefficients are the reference category. Using 2004 coefficients yields even a larger within-effect. In the case of panels (b) through (d), that now refer to union coverage - our secondary measure of collective bargaining in Britain - the small magnitudes involved (just 10.6 percent of plants were covered by any type of collective bargaining in 2004 compared with 16.9 percent in 1998) imply a very large effect even if the underlying changes are small. Nevertheless, for this measure the within-effect plays an even larger role than for union recognition.

We note parenthetically that these results are robust to model specification. In Appendix Table D.1, we show the results of a decomposition exercise in which a 'full' model is specified for each country and are again able to point to the dominance of the within-effect, albeit with a fairly pronounced tendency for the contribution of compositional change to be higher in the case of Britain in the first and second columns.<sup>8</sup>

Neither do our results seem to be sensitive to weighting. In Appendix Table D.2 we replicate Table 6.4 with unweighted data. Despite the fact that the unweighted figures on collective agreement coverage and union recognition are obviously higher - large establishments are over-represented in both surveys and size and coverage are positively correlated - the share of the within-effect is pretty much the same: 108.6 percent for Germany and 78.2 percent for Britain in the unweighted case, and 110.9 percent and 78.2 percent in the weighted case (see Table 6.4), respec-

---

<sup>8</sup>Although the extended set of regressors in Appendix Table D.1 is limited to the addition of industry and regional controls in the case of Germany and regional and detailed workforce composition controls in the case of Britain, there is a good reason for this: we seek to keep the specifications for the two countries as close as possible to facilitate comparisons between them. Also, in the interests of economy, the 1998 coefficients are the sole reference category used here (as is also true for Appendix Table D.2).

tively. Accordingly the primacy of the within-effect is undisturbed if we work with unweighted data.

Finally, we checked whether there was any particular variable (or set of variables) driving the results of our decomposition. A more 'detailed' decomposition was implemented using the procedure made available by Jann (2008), and is remitted to Appendix Tables D.3 and D.4.<sup>9</sup> We also thought it worthwhile to examine the sensitivity of this particular decomposition exercise to the choice of the reference category. To this end, the results are grouped into three distinct columns, depending on whether the base-year coefficients are 1998, 2004, or from the pooled (1998 and 2004) sample, respectively. As is apparent from these tables, which focus on the dependent variable 'any collective bargaining', there are no particularly striking results at this level of disaggregation. Rather, it is the case that some compositional effects pull in opposite directions, cancelling each other out to some extent. Further, none of the individual effects is sufficiently marked to merit special attention here, not least because all of the effects are individually rather small quantitatively.

We have noted that the gap in collective bargaining coverage between Germany and Britain is roughly 40 percentage points and that this gap does not change very much over the period. We can use our estimates to answer the question: had British establishments been endowed with the German characteristics would they have had the (high) German collective bargaining coverage? Table 6.5 shows the results of this exercise, using either the German or the British propensities as reference categories. We find that differences in the distribution of observable establishment characteristics across Germany and Britain account for around one-tenth of the disparity in collective bargaining across countries. Accordingly, when using German propensities, roughly 90 percent is due to differences in the betas for each characteristic in the two countries. Despite differences in magnitude when using British rather than German coefficients, the results in rows (7) and (8) indicate that the within-effect continues to dominate. This 'unexplained' component, often attributed to discrimination in the gender wage gap literature, may here be attributable to employer tastes for union wage setting, due in part to very different historical, political and industrial relations institutions in Germany relative to Britain.

---

<sup>9</sup>See Fortin/Liemieux/Firpo (2010) for an insightful survey on Oaxaca-Blinder decomposition methods.



**Table 6.5**  
Within versus compositional change by type of agreement and by year, weighted data

	Germany		Britain	
	1998	2004	1998	2004
<i>a) Collective agreement of any type/union recognition:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	62.5	20.3	51.1	14.5
(2) Percentage point gap (Germany-Britain)		42.2		36.6
(3) Predicted coverage based on German propensities		59.2 (0.010)		46.8 (0.008)
(4) Predicted coverage based on British propensities	9.9 (0.006)		2.6 (0.003)	
(5) Percentage point gap due to differences in characteristics (using German propensities)		3.3 (0.030) 7.80%		4.3 (0.021) 11.80%
(6) Percentage point gap due to changes in behaviour (using German propensities)		38.9 (0.036) 92.20%		32.3 (0.024) 88.20%
(7) Percentage point gap due to differences in characteristics (using British propensities)	-10.4 (0.028) -24.60%		-11.9 (0.019) 32.50%	
(8) Percentage point gap due to changes in behaviour (using British propensities)	52.6 (0.035) 124.60%		48.5 (0.020) 132.50%	
<i>b) Collective agreement of any type:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	62.5	16.9	51.1	10.6
(2) Percentage point gap (Germany-Britain)		45.6		40.5
(3) Predicted coverage based on German propensities		59.2 (0.010)		47.0 (0.008)
(4) Predicted coverage based on British propensities	7.6 (0.005)		3.0 (0.002)	
(5) Percentage point gap due to differences in characteristics		-3.3 (0.030) 7.10%		4.1 (0.021) 10.20%
(6) Percentage point gap due to changes in behaviour		42.3 (0.034) 92.90%		36.4 (0.024) 89.80%
(7) Percentage point gap due to differences in characteristics (using British propensities)	-9.3 (0.026) -20.40%		-7.6 (0.016) -18.80%	
(8) Percentage point gap due to changes in behaviour (using British propensities)	54.9 (0.030) 120.40%		48.1 (0.019) 118.80%	
<i>c) Sectoral-level agreement:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	56.9	4.2	47.1	1.8
(2) Percentage point gap (Germany-Britain)		52.8		45.4

*To be continued on the next page!*

Table 6.5: Continued

	Germany		Britain	
	1998	2004	1998	2004
(3) Predicted coverage based on German propensities		51.0 (0.011)		40.3 (0.008)
(4) Predicted coverage based on British propensities	1.5 (0.002)		0.7 (0.001)	
(5) Percentage point gap due to differences in characteristics		5.9 (0.030) 11.30%		6.8 (0.022) 15.10%
(6) Percentage point gap due to changes in behaviour		46.8 (0.031) 88.70%		38.5 (0.022) 84.90%
(7) Percentage point gap due to differences in characteristics (using British propensities)	-2.7 (0.015) -5.10%		-1.1 (0.006) -2.40%	
((8) Percentage point gap due to changes in behaviour (using British propensities)	55.5 (0.021) 105.10%		46.5 (0.013) 102.40%	
<i>d) Firm -level agreement:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	5.6	8.3	4	7.7
(2) Percentage point gap (Germany-Britain)		-2.8		-3.7
(3) Predicted coverage based on German propensities		8.2 (0.003)		6.7 (0.002)
(4) Predicted coverage based on British propensities	1.5 (0.003)		1.8 (0.002)	
(5) Percentage point gap due to differences in characteristics		-2.7 (0.011) 96.80%		-2.7 (0.007) 72.50%
(6) Percentage point gap due to changes in behaviour		-0.1 (0.015) 3.20%		-1.0 (0.012) 27.50%
(7) Percentage point gap due to differences in characteristics (using British propensities)	-6.8 (0.015) 242.90%		-5.9 (0.014) 159.50%	
(8) Percentage point gap due to changes in behaviour (using British propensities)	4.0 (0.013) -142.90%		2.2 (0.013) -59.50%	

Notes: For each panel, row (3) is given by  $x_B b_G$ , while rows (5) and (6) are given by  $(x_G - x_B) b_G$  (the between-effect) and  $x_B (b_G - b_B)$  (the within-effect), respectively; In turn, row (4) is given by  $x_G b_B$ , while rows (7) and (8) are given by  $(x_G - x_B) b_B$  (the between-effect) and  $x_G (b_G - b_B)$  (the within-effect).  $B$  and  $G$  denote Britain and Germany;  $x$  denotes the observed mean characteristics; and  $b$  gives the estimated coefficients in the corresponding year. See equation (6.5) in the text. Standard errors in parenthesis.

These results also hold up rather well in the case of any type of collective agreement (shown in panel (b)) or sectoral agreements (panel (c)). Interestingly, the

small German-British gap in firm-level bargaining (panel (d)) shows an opposite pattern: the compositional effect is dominant in both 1998 and 2004. Thus, holding establishment characteristics constant, the two countries have roughly the same propensities to engage in firm-level agreements.<sup>10</sup>

Finally, Table 6.6 presents a counterfactual exercise in which the German (British) coefficients or propensities are applied to British (German) characteristics in each of the two sample years, 1998 and 2004. The exercise is carried out for all selected outcome variables, and the most interesting finding, as shown in the first two columns of the table, is that Britain would very much resemble Germany if the British establishments recorded the same 'behaviour' as their German counterparts. In 1998, for example, the gap between the observed collective bargaining coverage in Germany and the counterfactual coverage rate would be a striking 3.3 percentage points (or 62.5-59.2); whereas in 2004 it would be 4.2 percentage points (51.1 - 46.9). Over time, the percentage point change of -12.3 would, in turn, broadly mimic the observed percentage point change of -11.4 (Table 6.4, panel (a)).

**Table 6.6**  
Counterfactual coverage rates in Germany and Britain

	1998	2004	1998	2004
<i>a) Collective agreement of any type/union recognition:</i>				
(1) Counterfactual coverage rate (%)	59.2	46.9	9.9	2.6
(2) Percentage point decline (2004-1998)		-12.3		-7.3
<i>b) Collective agreement of any type:</i>				
(1) Counterfactual coverage rate (%)	59.2	46.9	7.6	3
(2) Percentage point decline (2004-1998)		-12.3		-4.6
<i>c) Sectoral-level agreement:</i>				
(1) Counterfactual coverage rate (%)	51	40.3	1.5	0.7
(2) Percentage point decline (2004-1998)		-10.7		-0.8
<i>d) Firm-level agreement:</i>				
(1) Counterfactual coverage rate (%)	8.2	6.7	1.6	1.8
(2) Percentage point decline (2004-1998)		-1.6		0.2

*Notes: In each panel, the counterfactual coverage rate in the first and second columns is given by  $x_B b_G$  and  $x_G b_B$ , respectively;  $B$  and  $G$  denote Britain and Germany;  $x$  denotes the observed mean characteristics; and  $b$  gives the estimated coefficients in the corresponding year.*

Applying the British propensities to Germany establishments produces a British-like situation, although with less 'precision' than in the previous exercise. In fact, as the last two columns of the table demonstrate, the figures in panels (a) through (e) tend to be lower than the corresponding values observed for Britain in either

<sup>10</sup>Again, although the results show some sensitivity with respect to the selected reference group, the dominance of the between-effect in the case of firm-level agreements is pretty clear.

1998 or 2004 (again refer to Table 6.4). We can mostly attribute this larger gap to differences in the mean of the single establishment variable. As a practical matter, replication of the last two columns purged of this variable yields a much smaller difference between observed and counterfactual coverage rates of roughly 3 percentage points. In any event, note that the 1998-2004 percentage point changes reported in Table 6.6 are very much in line with the observed changes reported in Table 6.4. Consequently, the main results are as follows: first, in both countries establishment behaviour changes very little through time; and, second, the two countries differ substantially in their behaviour for a given set of establishment characteristics. Vulgo: propensities by country mean everything in terms of cross-country differences in collective bargaining.<sup>11</sup>

## 6.6 Conclusions

We have charted the incidence of and changes in collective bargaining between 1998 and 2004, estimating a common model of the determinants of coverage for Germany and Britain, both severally and jointly. Ours is the first comparative study seeking to understand the factors behind the recent, substantial decline in private sector collective bargaining in Germany and Britain. Our treatment does four things. First, it quantifies the extent of that decline at the level of the establishment. Second, it establishes the role of compositional change in establishment characteristics in contributing to this decline.<sup>12</sup> Third, it considers the extent to which differences in establishment characteristics across Germany and Britain can account for the gap in the frequency of collective bargaining between the two countries. Finally, the results are supported in sensitivity analyses.

We find evidence of a strong and persistent decline in collective bargaining in Germany and Britain since the late 1990s. By 2004, just over 50 percent of German establishments were covered by a collective agreement, down 11 percentage points on six years earlier. At around 15 percent, the union recognition rate in Britain was less than one-third that of Germany, having fallen by over one-quarter in the previous six years. Projecting this 6-year rate of decline forward another six years to 2010 implies only 40 percent of German private-sector establishments will be covered by any type of collective agreement while the rate in Britain will be around 10 percent.

---

<sup>11</sup>As mentioned in the modeling section, there is no reason to suspect that the OLS simplification is flawed. However, as a final check, we report in Appendix Table D.5 the results of fitting a probit model to the data. Again in the interests of economy we only replicate the case identified in Table 6.4. It is apparent that there are virtually no differences between the two sets of estimates.

<sup>12</sup>Interestingly, the only other study to use this establishment-based approach, and which covers a 24-year period of decline, recoups much the same percentage change attributable to compositional change as do we for the country in question (Britain).

We have found that the decline in collective bargaining incidence in both countries is mostly due to changes in behaviour rather than to compositional effects. This outcome is not particularly surprising since establishment characteristics have not changed that much over this relatively short time frame. Nevertheless, it is striking that the decline is apparent in virtually every type of establishment, albeit to different degrees. There are few, if any, impregnable bastions of unionism left in these two nations.

A comparison of establishment characteristics across Germany and Britain revealed a number of substantial differences, perhaps the most important of which was the much greater incidence of single independent establishments in the former country. The lower propensity of single-establishment firms to embrace collective bargaining compared with their multi-site counterparts suggests that the gap in collective bargaining between Germany and Britain might get even bigger if such differences were accounted for. Yet, compositional differences in establishment characteristics accounted for about one-tenth of the 40 percentage point gap in collective bargaining incidence between Germany and Britain. The rest, manifested in pooled country equations as a large coefficient estimate for the 'Germany' dummy, remains unexplained. But the British deficit is likely to capture country-level differences in history, culture and institutions, as well as some residual unobserved establishment-level factors. Interestingly, the size of the 'Germany' effect remained relatively stable over the period under investigation.

Although the rate of union decline is faster in Britain than in Germany and began earlier, it is possible that the decline in Germany will unfold in much the same way as it has done in Britain. Unionization is traditionally well-established in the manufacturing sector, but the decline in unionization across all types of establishment and all industries suggests that the higher incidence of manufacturing in Germany relative to Britain is unlikely to afford unions much protection.

## 7 Betriebliche Weiterbildung und die Beschäftigung älterer Arbeitnehmer\*

### 7.1 Einleitung

Das im Jahr 2000 mit der Lissabon-Strategie formulierte Ziel der Anhebung der Beschäftigungsquote älterer Arbeitnehmer<sup>1</sup> auf mindestens 50% hat Deutschland nach den Angaben des Statistischen Amtes der Europäischen Gemeinschaften seit 2007 mit 51.5% sogar übertroffen. Gleichwohl liegt diese Quote deutlich hinter den Werten der skandinavischen oder baltischen Staaten. Aber nicht nur aus der Sicht der Beschäftigten, sondern auch aus der Perspektive der Betriebe ist eine weitere Steigerung der Beschäftigungsquote Älterer bedeutsam. Die Beschäftigten sehen sich bereits heute zukünftig geringeren Alterseinkünften gegenüber und nehmen auch deshalb einen zunehmend späteren Renteneintritt in Kauf; die Betriebe müssen demnach zusehends mit alternden Belegschaften umgehen und sind mit einem knapper werdenden Fachkräfteangebot konfrontiert.

Eine wichtige Frage hinsichtlich des betrieblichen Prozesses der Leistungserstellung ist in diesem Zusammenhang die nach dem Erhalt bzw. der Erhöhung der Beschäftigungsfähigkeit Älterer. Dabei spielen z.B. Konzepte der Arbeitszeit- und Arbeitsplatzgestaltung eine Rolle, ebenso wie auch Maßnahmen zum Gesundheitsschutz. Eine besondere Bedeutung v.a. hinsichtlich der fachlichen Qualifikation wird jedoch der beruflichen Weiterbildung<sup>2</sup> beigemessen, die dazu beitragen kann, die Fähigkeiten der älteren Beschäftigten, notwendigen Neuerungen im technischen oder organisatorischen Bereich anzupassen. Nicht zuletzt lautet die Empfehlung des Rats der Europäischen Union hinsichtlich der Lissabon-Strategie für Deutschland an der *“[...] Förderung der beruflichen Weiterbildung im Rahmen der geplanten Maßnahmen im Bereich des lebenslangen Lernens [...]”* festzuhalten.<sup>3</sup>

---

\*Dieses Kapitel entstand in Koautorenschaft mit Lutz Bellmann und Jens Stegmaier und ist 2009 in der Zeitschrift Empirische Pädagogik, Jg. 23, H. 4, S. 431-459 erschienen. Veröffentlichung mit freundlicher Genehmigung des Verlags Empirische Pädagogik, Landau.

<sup>1</sup>In diesem Beitrag werden der Abgrenzung im Datensatz folgend Personen ab einschließlich 50 Jahren als ältere Arbeitnehmer bezeichnet.

<sup>2</sup>Das IAB-Betriebspanel erhebt Formen der Weiterbildung, die mindestens zum Teil durch den Betrieb direkt oder indirekt finanziell gefördert werden. Die Daten implizieren daher, dass von gemischten Finanzierungsformen der Weiterbildung auszugehen ist. Im Rahmen der unten aufgegriffenen Humankapitaltheorie stellt die hier untersuchte Weiterbildung somit eine Mischung aus spezifischem und allgemeinem Humankapital dar.

<sup>3</sup>Empfehlung des Rats der Europäischen Union (2008/399/EG) vom 14. Mai 2008.

Die vorliegende Arbeit widmet sich diesem Zusammenhang zwischen der Beschäftigung Älterer und betrieblichen Maßnahmen im Bereich der Weiterbildung älterer Beschäftigter. Von besonderem Interesse ist dabei die Auswirkung der betrieblichen Weiterbildung auf die Beschäftigungsdauer der älteren Beschäftigten.

Der Aufbau des Beitrags ist wie folgt: Einem Blick auf den Forschungsstand folgt die konkrete Entfaltung der Fragestellung und deren theoretische Verortung. Danach wird die Datengrundlage und die Methodenwahl beschrieben. Schließlich werden die Thesen anhand empirischer Ergebnisse überprüft und der Beitrag mit einer Zusammenfassung abgeschlossen.

## 7.2 Forschungsstand

Die Forschung zur Weiterbildung lässt sich, vereinfachend dargestellt, unterteilen in einen Zweig, der Weiterbildung als *Explanandum* betrachtet und in Arbeiten, die Weiterbildung als *Explanans* verwenden. Indem die Beschäftigungsentwicklung infolge von Weiterbildung analysiert wird, lässt sich die vorliegende Untersuchung diesbezüglich der zweiten benannten Richtung zuordnen, wobei die Forschungsfrage ausdrücklich für die Beschäftigtengruppe der Älteren beantwortet werden soll. Der Forschungsüberblick wird daher auch nur entsprechende Ergebnisse diskutieren.

Die Forschung zur Wirkung von Weiterbildung arbeitet u.a. Folgen für das Einkommen der Teilnehmer heraus. Pannenberg (1995) und Zwick (2004) finden dabei einen empirischen Beleg für weiterbildungsinduzierte Lohnsteigerungen, Behringer (1999), Büchel/Pannenberg (2004), Jürges/Schneider (2006) und Pannenberg (2008) zeigen jedoch, dass fast keine, bzw. keine generellen kausalen Effekte auf das Einkommen nachweisbar sind. Andererseits nimmt die Forschung zur Weiterbildung neben Lohn- auch Beschäftigungseffekte in den Blick. Insbesondere die Programmforschung zu geförderten Weiterbildungsmaßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik stellt dabei Fragen zur Beschäftigungssicherheit und zur Wiederbeschäftigung von Arbeitslosen in den Mittelpunkt (vgl. für einen Überblick z.B. Becker/Hecken, 2005). Im Bereich der allgemeinen Forschung zur Wirkung beruflicher Weiterbildung wird dagegen Fragen der Beschäftigungsmobilität nachgegangen, wobei i.d.R. zwei Effekte thematisiert werden: Einerseits wird argumentiert, dass Weiterbildung, infolge des Investitionscharakters mit einer stärkeren Betriebsbindung einhergeht. Auf der anderen Seite kann aber infolge von Weiterbildung auch eine stärkere Flexibilisierung etwa in Form von beruflicher Aufwärtsmobilität einsetzen (vgl. z.B. Becker/Hecken, 2005). Während die Ergebnisse bei Becker (1991) hinsichtlich der Mobilität gemischt ausfallen, finden Hübler/König (1999), dass Weiterbildung im Allgemeinen das bestehende Beschäftigungsverhältnis stabilisiert. Sie weisen zudem darauf hin, dass die höheren Opportunitätskosten, gerade bei Älteren einen Betriebswechsel eher unwahrscheinlich machen. Wichtig hinsichtlich der Erklärung der Weiterbildung, wie auch der Beschäftigung Älterer, ist dabei die Dauer der Be-

triebszugehörigkeit (Pannenberg, 1998; Schneider, 2007), die in der Regel positiv mit dem Alter der Beschäftigten korreliert ist. Dieses Phänomen wird, wie auch der Qualifikationsbias, in der Wirkungsforschung als Selektionsproblem, d.h. als "Positiv(selbst)auswahl" thematisiert (vgl. hierzu z.B. Becker/Hecken, 2005).

Darüber hinaus lassen sich jedoch kaum Arbeiten finden, die explizit die Beschäftigungswirkung von Weiterbildung hinsichtlich Älterer analysieren, was vor dem Hintergrund aktueller Entwicklungen wie späterer Renteneintritte und dem demographischen Wandel einigermaßen erstaunlich ist. Eine Ausnahme stellt die Arbeit von Burgert (2006) dar. Diese Untersuchung zeigt mit Hilfe eines Matching-Ansatzes auf Basis von verknüpften Betriebs- und Personendaten des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), dass betriebliche Weiterbildung in den Jahren 1993 bzw. 1997 keinen signifikanten Einfluss auf den Anteil älterer Beschäftigter im Jahr 2004 hatte. Die vorliegende Arbeit wird sich demgegenüber der Frage widmen, inwiefern sich die konkrete Einbeziehung älterer Beschäftigter in die betriebliche Weiterbildung auf deren Verweildauer im weiterbildenden Betrieb bzw. auf die Entwicklung des betrieblichen Beschäftigtensegments dieser Personengruppen in den Jahren 2002 bis 2006 auswirkt.

### 7.3 Theoretische Grundlagen und Hypothesen

Zur Erklärung der vorliegenden Fragestellung lassen sich grundsätzlich verschiedene theoretische Ansätze heranziehen. Die Modelle zur Erklärung von Weiterbildungsaktivitäten (vgl. für einen Überblick Becker/Hecken, 2005) bieten hierzu ebenso Ansatzpunkte wie auch die Erklärungsansätze zur betrieblichen Strukturierung von Mobilitätsprozessen (vgl. für einen Überblick z.B. Struck, 2005). Die vorliegende Analyse stützt sich überwiegend auf den klassischen bildungsökonomischen Ansatz der Humankapitaltheorie, der sich nicht nur dazu eignet, Bildungsinvestitionsentscheidungen abzubilden, sondern auch Aussagen über die Folgen von Bildungsentscheidungen ermöglicht. Die Anstöße, die aus anderen Ansätzen stammen, können jedoch ihres Umfangs wegen an dieser Stelle nicht wiedergegeben werden. Im Wesentlichen handelt es sich dabei um die Ansätze zur Strukturierung von Mobilitätsprozessen, wie die Theorie segmentierter Arbeitsmärkte (Lutz/Sengenberger, 1974; Sengenberger, 1987), den Ansatz der Organisationsdemographie (vgl. z.B. Nienhüser, 1991) und den organisationsökologischen Ansatz (vgl. z.B. Windzio, 2004).

Neben diesen Erklärungen von Mobilitätsprozessen gilt es aber somit auch die theoretischen Ansätze zu Weiterbildungsaktivitäten zu berücksichtigen, insofern sie auch zur Erklärung von Mobilitätsprozessen geeignet sind bzw. Erkenntnisse über die Folgen von Weiterbildungsaktivitäten generieren können. Eine prominente Position in der Weiterbildungsforschung nimmt dabei der in erster Linie ökonomische Ansatz der Humankapitaltheorie (Becker, 1962) ein. Dieser Ansatz ist zunächst "nur" eine Erweiterung des neoklassischen Grundmodells der Ökonomie un-



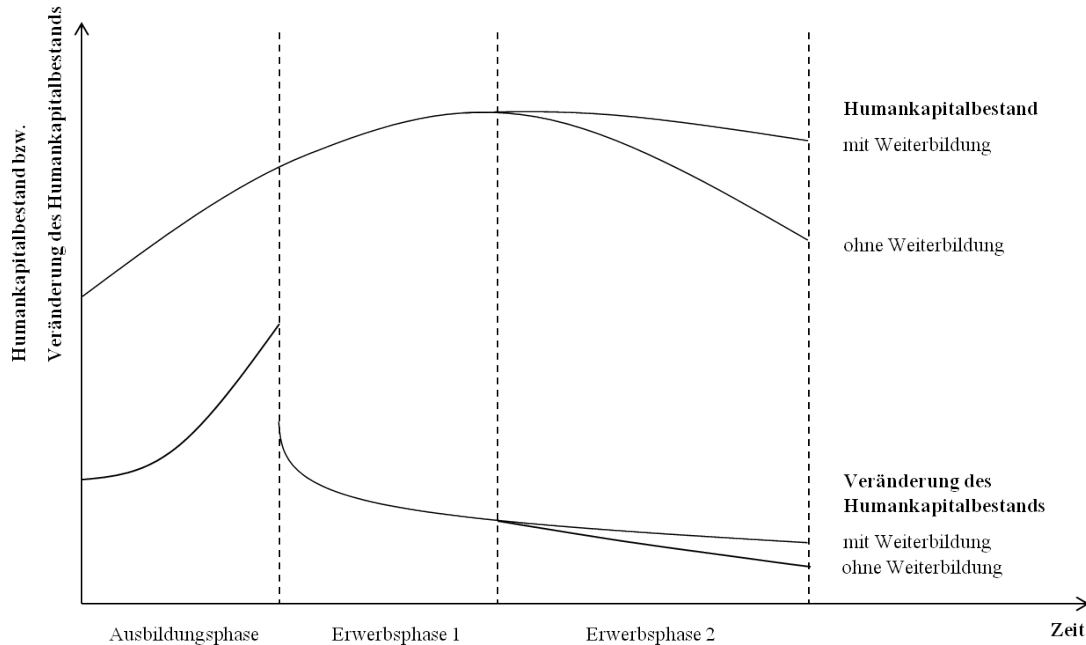
ter Berücksichtigung der qualifikatorischen Heterogenität des Faktors Arbeit. Kern des Arguments ist dabei, dass es sich bei Weiterbildung, wie auch bei jeder anderen Bildungsentscheidung, um eine Investitionsentscheidung handelt. Besonders bedeutsam ist bei dieser Erklärung, wie bei jeder Investitionsentscheidung, das Verhältnis der Erträge zu den Kosten der Investition. Vor dem anthropologischen Hintergrund des *homo oeconomicus*, dem streng rationalen, perfekt informierten Nutzenmaximierer, wird die Entscheidung des Investors zugunsten einer Bildungsmaßnahme ausfallen, wenn die diskontierten Erträge die diskontierten Kosten übersteigen. Wichtig ist in diesem Zusammenhang der zeitliche Rahmen der Investition, da der Diskontsatz wie auch die absolute Höhe der Erträge u.a. von der Dauer des Zeitraums, in dem Erträge generiert werden, abhängt. Damit wird deutlich, dass Investitionen in das Humankapital auch als *“Kategorie der Zeitallokation”* (Franz, 2006, S. 75) betrachtet werden können und die Humankapitaltheorie damit einen Beitrag zur Erklärung des Zusammenhangs von Alter, Bildung und Beschäftigung leisten kann. Auch in dieser Arbeit wird zur Generierung der Hypothesen eine zeitliche Verlaufsperspektive eingenommen und damit Anschluss an diesen einfachen analytischen Rahmen gesucht. Zwar ist die aktuelle Diskussion zur Humankapitaltheorie über den von uns aufgegriffenen originären Teil des Modells bereits hinaus, gleichwohl halten wir den Kern des Arguments, der durch neue Ansätze weniger in Frage gestellt, als eher erweitert wird, im Rahmen der vorliegenden Arbeit für geeignet.

Abbildung 7.1 soll unsere Überlegungen veranschaulichen, indem sie den Erwerbsverlauf mit und ohne Weiterbildung für ältere Beschäftigte vergleicht (obere Kurven). Der Erwerbsverlauf wird unter dem Gesichtspunkt der Humankapitalausstattung des Beschäftigten während des Erwerbslebens dargestellt. Die Humankapitaltheorie geht dabei davon aus, dass sich das Einkommen eines Arbeitnehmers nach seiner Produktivität richtet, die durch die Weiterbildung beeinflusst wird. Insofern drücken die oberen Kurven nicht nur den Humankapitalbestand des Beschäftigten, sondern indirekt auch dessen Einkommens- bzw. Produktivitätsentwicklung aus.<sup>4</sup> Die beiden unteren Kurven stehen für die Ausbildungsbemühungen des Beschäftigten und stellen damit das erworbene Humankapital bzw. die Veränderung des Humankapitalbestands, also demnach eine Stromgröße, dar. Analytisch unterscheiden wir drei Zeiträume. Während einer Ausbildungsphase erwirbt der Beschäftigte das Wissen, das ihn zur Ausübung einer Tätigkeit befähigen soll. Entsprechend nimmt die Produktivität stark zu. Mit dem eigentlichen Beginn der Erwerbstätigkeit gehen diese Ausbildungsanstrengungen stark zurück, der Beschäftigte befindet sich nun in der Erwerbsphase, in der die Bildungsanstrengungen geringer ausfallen und sich z.B. auf den Erwerb von spezifischem Wissen reduziert. Diese Erwerbspha-

---

<sup>4</sup>Genau genommen ergeben sich die oberen beiden Kurven aus dem Bruttohumankapitalbestand eines Beschäftigten unter Berücksichtigung eines Diskontierungsfaktors, der z.B. ausdrückt, dass Wissen verloren gehen kann oder obsolet wird.

**Abbildung 7.1**  
Humankapitalinvestitionen und Erwerbsverlauf (in Anlehnung an Franz, 2006)



se gliedert sich in zwei Teile, wobei mit Beginn der Erwerbsphase 2 der Beschäftigte ein Lebensalter erreicht, ab dem er als älterer Arbeitnehmer bezeichnet wird. Hier unterscheiden wir nun ältere Beschäftigte die (keine) Weiterbildung erhalten und dementsprechend im Alter einen (weniger) starken Rückgang der Produktivität erfahren.

Da der Betrieb als (Mit-)Investor ein Interesse am Ertrag der Weiterbildungsmaßnahme hat, ist einerseits davon auszugehen, dass weitergebildete Beschäftigte ein vergleichsweise stabileres Beschäftigungsverhältnis haben. Andererseits kann die durch Weiterbildung erhöhte Produktivität auch zu einer Abwerbung des Beschäftigten führen, da dieser nun auch für andere Betriebe einen "attraktiven Mitarbeiter" darstellen kann. Allerdings haben Hübler/König (1999) darauf hingewiesen, dass gerade bei älteren Arbeitnehmern von ungleich höheren Opportunitätskosten bei einem Betriebswechsel auszugehen ist.

Die Thesen, die wir einer empirischen Prüfung - einmal auf der Ebene des Betriebs und zum anderen auf der Ebene des Beschäftigten - unterziehen wollen lauten daher:

$H_1$ : *Betriebe, die in die Weiterbildung älterer Beschäftigter investieren, haben in Folge der stabileren Beschäftigungsverhältnisse ceteris paribus einen stärkeren*

*res Wachstum bzw. einen geringeren Rückgang des Beschäftigtensegments der älteren Beschäftigten.*

*H<sub>2</sub> : Ältere Arbeitnehmer, die an Maßnahmen der betrieblichen Weiterbildung teilnehmen, weisen ceteris paribus längere Beschäftigungsdauern und damit eine höhere Beschäftigungsstabilität auf.<sup>5</sup>*

## 7.4 Datensatz, Variablen und Methoden

Die Grundlage für die vorliegende Untersuchung bildet das IAB-Betriebspanel (Fischer et. al., 2009). Es handelt sich dabei um eine jährlich wiederholte Befragung, die seit 1993 für die alten und seit 1996 auch für die neuen Bundesländer durchgeführt wird. Grundgesamtheit sind alle Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten, wobei die Erhebung Betriebe aller Betriebsgrößen und Wirtschaftszweige umfasst.

Im Rahmen dieser Arbeitgeberbefragung wurden im Jahr 2002 Merkmale zum betrieblichen Umgang mit älteren Arbeitnehmern (50 Jahre und älter) erhoben. Dabei sollten die befragten Betriebe auch angeben, ob sie ältere Beschäftigte in betriebliche Weiterbildungsaktivitäten einbeziehen und/oder spezielle Weiterbildungsmaßnahmen für diese Beschäftigtengruppe anbieten.<sup>6</sup>

Da diese Angaben allerdings nicht durchgängig zur Verfügung stehen, sind auf alleiniger Basis des IAB-Betriebspanels mögliche Analysen auf die Betrachtung eines Querschnittes beschränkt. Um dennoch zu untersuchen, wie sich Maßnahmen betrieblicher Weiterbildung für ältere Arbeitnehmer auf deren Beschäftigungsentwicklung auswirken, ist der Datensatz mit Personendaten aus der derzeit aktuellsten Version der Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei (BLH) der Bundesagentur für Arbeit über die in beiden Datenquellen verfügbare Betriebsnummer kombiniert worden. Auf diese Weise ist es dann möglich, für jeden älteren Beschäftigten die (verbleibende) Verweildauer in einem Betrieb taggenau zu bestimmen. Derzeit stehen auf Personenebene Informationen zu den Beschäftigungsverhältnissen (Meldungen) bis 2006 zur Verfügung, wodurch sich die Auswahl der Betriebsdaten auf die Wellen 2002 und 2006 beschränkt.

<sup>5</sup>Aufgrund der vorliegenden Daten kann die Hypothese H2 nicht direkt geprüft werden, da unbekannt ist, welcher der älteren Beschäftigten an Weiterbildungsmaßnahmen teilgenommen hat. Die Information wird durch das betriebliche Merkmal zur Weiterbildungsaktivität approximiert.

<sup>6</sup>Der genaue Wortlaut der Fragestellung lautet: "Welche der folgenden Maßnahmen, die sich auf die Beschäftigung älterer Arbeitnehmer beziehen, gibt es in Ihrem Betrieb/Ihrer Dienststelle? Sagen es Sie mir bitte anhand dieser Liste." Die Menge der zur Verfügung stehenden Antwortmöglichkeiten umfasst dabei folgende Kategorien: Altersteilzeit, besondere Ausstattung der Arbeitsplätze, Herabsetzung der Leistungsanforderungen, altersgemischte Besetzung von Arbeitsgruppen, Einbeziehung Älterer in die betrieblichen Weiterbildungsaktivitäten, spezielle Weiterbildungsangebote für Ältere, andere Maßnahmen für Ältere und keine Maßnahmen für Ältere.

Um mögliche Fehler in den Daten auszuschließen<sup>7</sup> und eine bessere Interpretation der Ergebnisse zu gewährleisten, ist die Menge, der im Datensatz enthaltenen Meldungen zunächst auf solche beschränkt worden auf die gleichzeitig folgende Merkmale zutreffen:

- Hauptbeschäftigungsverhältnis eines sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, das länger als einen Tag bestanden hat,
- keine Auszubildenden, Volontäre oder Praktikanten,
- Personen, die nicht jünger als 15, aber auch nicht älter als 65 Jahre alt sind.

Ebenso befinden sich im Datensatz keine Betriebe mit weniger als insgesamt fünf Beschäftigten oder solche, die dem landwirtschaftlichen oder öffentlichen Sektor zuzuordnen sind. Zudem werden Betriebe aus der Analyse ausgeschlossen, bei denen begründete Zweifel darüber bestehen, ob es sich in 2006 noch um dieselbe Beobachtungseinheit aus 2002 handelt.

Als abhängige Variable wird, basierend auf Davis/Haltiwanger (1992), folgende Wachstumsrate verwendet:

$$g = \frac{\text{Beschäftigte}_{2006}^{50+} - \text{Beschäftigte}_{2002}^{50+}}{0,5(\text{Beschäftigte}_{2006}^{50+} + \text{Beschäftigte}_{2002}^{50+})} \quad (7.1)$$

Dabei bezeichnet  $\text{Beschäftigte}_{2002}^{50+}$  die Zahl der älteren Beschäftigten in 2002 und dementsprechend  $\text{Beschäftigte}_{2006}^{50+}$  die Zahl der älteren Beschäftigten in 2006 in einem Betrieb. Da bei dieser Wachstumsrate Beschäftigungsveränderungen zur durchschnittlichen Beschäftigung ins Verhältnis gesetzt werden, ist diese Wachstumsrate weniger anfällig gegenüber Ausreißern. Die Ausprägungen der Variablen liegen dabei in dem Intervall von  $[-2, 2]$ . Allerdings kann die Wachstumsrate nicht für Betriebe berechnet werden, die im Beobachtungszeitraum erloschen sind. Um damit möglicherweise verbundenen Selektionseffekten zu begegnen, wird in Anlehnung an Addison/Teixeira (2006) für Betriebe, die bis zum 30. Juni 2006 nicht mehr existent waren, eine Beschäftigungsveränderung von -100% ( $g = -2$ ) angenommen und damit korrigiert.<sup>8</sup>

Detaillierte Angaben, wie z.B. die Anzahl oder der Anteil der weitergebildeten älteren Beschäftigten, liegen in den Daten nicht vor. Jedoch ist es möglich, Betriebe hinsichtlich ihres Weiterbildungsverhaltens bezüglich älterer Beschäftigter zu unterscheiden. Damit kann auf Betriebsebene der (durchschnittliche) Effekt der Weiterbildung auf die Entwicklung der Gruppe älterer Beschäftigter analysiert werden. Die Identifikation eines kausalen Zusammenhangs ist auf Basis der vorliegenden

---

<sup>7</sup>Siehe hierzu bspw. Bender/Hilzendege/Rohwer (1996), Cramer (1985) oder Cramer/Majer (1991).

<sup>8</sup>Sofern die Längsschnittsdaten des IAB-Betriebspanels keinen eindeutigen Rückschluss auf die Existenz des Betriebes in 2006 zulassen, ist diese mit Hilfe der Betriebsdatei der Bundesagentur für Arbeit aus 2006 und 2007 überprüft worden.

Daten dagegen nicht möglich, da keine Information darüber vorliegt, welcher der älteren Beschäftigten tatsächlich an Weiterbildungsmaßnahmen teilgenommen hat. Um Betriebe zu identifizieren, die im Jahre 2002 Maßnahmen zur Weiterbildung älterer Arbeitnehmer ergriffen haben, wird eine Dummy-Variable gebildet, die den Wert eins annimmt, wenn Betriebe ältere Beschäftigte in die betrieblichen Weiterbildungsaktivitäten einbezogen und/oder spezielle Weiterbildungsmaßnahmen für diese Beschäftigtengruppe angeboten haben.

Neben dem Indikator für betriebliche Maßnahmen zur Weiterbildung älterer Arbeitnehmer werden in der Schätzung der Wachstumsrate  $g$  weitere Kontrollvariablen der Welle 2002 verwendet, deren Auswahl sich auf vergleichbare internationale Studien (vgl. z.B. Jirjahn, 2008b; Addison/Teixeira, 2006) stützt. Im Einzelnen handelt es sich dabei um die logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten zur Messung der Betriebsgröße, den Anteil der Lohnsumme für ältere Beschäftigte an der Gesamtlohnsumme des Betriebes, einen Indikator für die Existenz eines Betriebsrates, eine klassierte Variable für den Stand der technologischen Anlagen, sowie um weitere Dummyvariablen, die angeben, ob es sich bei dem Betrieb um einen Einzelbetrieb bzw. eine Kapitalgesellschaft handelt oder ob der Betrieb vor 1990 gegründet worden ist (Betriebsalter). Letztere ist dabei besonders aus organisationsökologischer Sicht von Bedeutung. Des Weiteren werden Kontrollvariablen für die Personalstruktur des Betriebes aufgenommen. Hierzu gehören einerseits die Anteilswerte für Teilzeitkräfte, Frauen, qualifizierte Beschäftigte und Auszubildende. Andererseits misst die Variable Alterstruktur, wie stark die Gruppe der 50 bis 65 Jahre alten Beschäftigten die Belegschaftsstruktur dominiert. Wie auch für die Anzahl der offenen Stellen, die ebenfalls als Kontrollvariable aufgenommen wird, ist ihre Verwendung aus dem organisationsdemographischen Ansatz heraus motiviert. Zudem wird dafür kontrolliert, ob der Betrieb seinen Standort in Westdeutschland hat. Hinsichtlich der einzelnen Wirtschaftssektoren finden 17 Dummyvariablen Eingang in das Modell, während Betriebe der Investitions- und Verbrauchsgüterindustrie die Referenzkategorie bilden. Das Modell wird mit der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) geschätzt.

Ergänzend zu dem beschriebenen Vorgehen auf der Betriebsebene erlaubt das verfügbare Datenmaterial auch eine Untersuchung der Auswirkungen betrieblicher Weiterbildungsmaßnahmen für Ältere auf der Beschäftigtenebene. Im Vergleich zu den OLS-Regressionen auf der Betriebsebene ist es so auch möglich, für individuelle Charakteristika des Beschäftigten zu kontrollieren. Im Zentrum der Untersuchung steht dabei der Zusammenhang zwischen der betrieblichen Weiterbildungsaktivität in Bezug auf ältere Arbeitnehmer und deren Auswirkung auf die (verbleibende) Verweildauer der Beschäftigten im jeweiligen Betrieb. Für diese Ereignisanalyse wird auf ein sogenanntes "Piecewise Constant Exponential Hazard Model" (PWC)

zurückgegriffen, das eine flexible Parametrisierung der Hazardrate, also der momentanen Neigung zu einem Zustandswechsel (Betriebsaustritt), ermöglicht.<sup>9</sup>

Die Auswahl der verwendeten Kontrollvariablen erfolgt dabei analog zu den Schätzungen auf der Betriebsebene, wobei einige zuvor auf den Betrieb bezogene Indikatoren durch individuelle Merkmale ersetzt worden sind. So finden sich in der Verweildaueranalyse nun Variablen zum Alter, dem Qualifikationsniveau (mit abgeschlossener Berufsausbildung und/oder Fach-/Hochschulabschluss), dem Geschlecht, dem individuellen durchschnittlichen Tageslohn, der bisherigen Betriebszugehörigkeitsdauer und zur Art des Beschäftigungsverhältnisses (Teilzeit/Vollzeit). Eine Identifikation von Personen, die an Weiterbildungsmaßnahmen teilgenommen haben, ist mit den vorliegenden Individualdaten nicht möglich.

## 7.5 Ergebnisse

### 7.5.1 Ergebnisse auf Betriebsebene

Um einen ersten Eindruck vom Zusammenhang der Weiterbildung älterer Arbeitnehmer und deren Beschäftigung zu erhalten, werden zunächst die für die vorliegende Arbeit zentrale Merkmale deskriptiv betrachtet. So haben in 2002 insgesamt 19.6 Prozent aller Betriebe der hier zu Grunde liegenden Stichprobe Weiterbildungsmaßnahmen für ältere Beschäftigte angeboten. Die Betrachtung von Betrieben in West- und Ostdeutschland ergibt nur einen geringen regionalen Unterschied. Während 2.4 Prozent der westdeutschen Betriebe ältere Beschäftigte weitergebildet haben, lag dieser Anteil in Ostdeutschland bei 18.2 Prozent (ohne Tabelle).<sup>10</sup>

Eine differenziertere Darstellung der durchschnittlichen Anteile älterer Beschäftigter an der Gesamtbelegschaft in den Jahren 2002 und 2006, getrennt nach Größe und Weiterbildungsaktivität der Betriebe findet sich in Abbildung 7.2. Hier ist nun zu erkennen, dass der durchschnittliche Anteil Älterer tendenziell mit der Betriebsgröße abnimmt, aber in Betrieben mit entsprechender Weiterbildungsaktivität häufig vergleichsweise größer ist. Zudem sind die ausgewiesenen Anteilswerte zwischen 2002 und 2006 über alle Größenklassen hinweg angestiegen. Anzumerken bleibt ferner, dass sich die Anteile älterer Beschäftigter in Betrieben der Größenklassen 250 bis 499 bzw. 500 bis 999 Beschäftigte weniger stark mit Blick auf die betrieblichen Weiterbildungsaktivitäten unterscheiden, als dies in den übrigen Größenklassen der Fall ist.

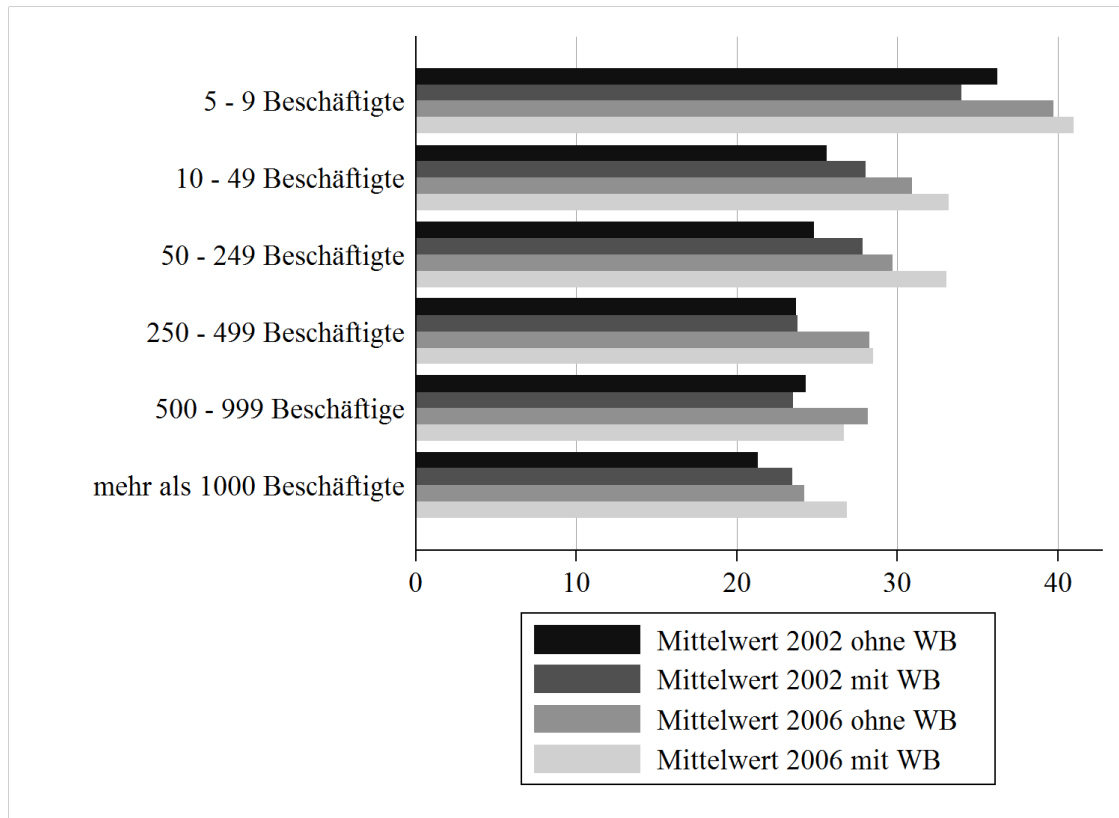
Die zur Berechnung der Wachstumsrate notwendigen Bestände älterer Arbeitnehmer zu beiden Zeitpunkten, also 2002 und 2006 werden in Tabelle 7.1 (Spalten

---

<sup>9</sup>Siehe hierzu bspw. Blossfeld/Golsch/Rohwer (2007). Abweichend von der Annahme einer im Zeitverlauf konstanten Hazardrate Blossfeld/Hamerle/Mayer (1986) wurde der gesamte Beobachtungszeitraum von viereinhalb Jahren in Quartale unterteilt.

<sup>10</sup>Der Übersicht wegen werden im Folgenden deskriptive Ergebnisse nicht weiter getrennt nach Ost- und Westdeutschland ausgewiesen.

**Abbildung 7.2**  
Anteil älterer Beschäftigter nach Weiterbildungsaktivität und Betriebsgröße



Quelle: Eigene Berechnungen; IAB-Betriebspanel/BLH (2002, 2006).

zwei bis fünf) betrachtet und in einem weiteren Schritt mit der oben beschriebenen Wachstumsrate zueinander in Beziehung gesetzt (Spalten sechs und sieben).

In 2002 beträgt die durchschnittliche Anzahl der älteren Beschäftigten in den Betrieben, die keine Weiterbildung anbieten rund 34 Beschäftigte, in den Betrieben die Weiterbildung anbieten dagegen ca. 100 und liegt damit deutlich höher. Diese durchschnittlichen Werte liegen in 2006 nur geringfügig höher, die gefundene Differenz ist aber in beiden Fällen signifikant. Demnach haben Betriebe, die Weiterbildung für ältere Beschäftigte anbieten, durchschnittlich mehr ältere Beschäftigte. Die Berücksichtigung von Betriebsgrößenklassen ergibt weiterhin für Betriebe mit 10 bis 49 bzw. 50 bis 249 Beschäftigten signifikanten Differenzen zu beiden Zeitpunkten. Darüber hinaus zeigen sich nur noch für Betriebe mit mindestens 1000 Beschäftigten im Jahr 2006 signifikante Unterschiede. Erste deskriptive Ergebnisse zu unserer Hypothese  $H_1$  ergeben sich aus einem Vergleich der betrieblichen Wachstumsraten. Zunächst kann dabei festgehalten werden, dass die Wachstumsrate einen negativen Wert aufweist. Dieser ist jedoch mit -0,22 bei den Betrieben, die Weiterbildung an-

**Tabelle 7.1**  
 Durchschnittliche Anzahl älterer Beschäftigter 2002 und 2006  
 und Wachstumsrate älterer Beschäftigter zwischen 2002 und 2006

	Anzahl älterer Beschäftigter				Wachstumsrate	
	2002		2006		2002-2006	
	A	B	A	B	A	B
1 bis 9 Beschäftigte	1,63 (378)	1,56 (25)	1,68 (378)	1,60 (25)	-0,64 (530)	-0,37 (31)
10 bis 49 Beschäftigte	<b>4,73</b> (1252)	<b>5,86</b> (133)	<b>5,01</b> (1252)	<b>6,32</b> (133)	-0,47 (1677)	-0,43 (168)
50 bis 249 Beschäftigte	<b>22,76</b> (992)	<b>28,25</b> (280)	<b>24,74</b> (992)	<b>30,23</b> (280)	<b>-0,30</b> (1208)	<b>-0,21</b> (319)
250 bis 499 Beschäftigte	62,17 (259)	64,88 (147)	65,40 (259)	65,45 (147)	-0,19 (294)	-0,13 (161)
500 bis 999 Beschäftigte	120,41 (157)	127,05 (97)	123,15 (157)	126,58 (97)	-0,14 (170)	-0,12 (103)
1000 und mehr Beschäftigte	393,15 (113)	544,24 (86)	<b>388,56</b> (113)	<b>555,69</b> (86)	-0,07 (118)	-0,07 (89)
Gesamt	<b>34,45</b> (3151)	<b>100,78</b> (768)	<b>35,43</b> (3151)	<b>102,89</b> (768)	<b>-0,40</b> (3997)	<b>-0,22</b> (871)

*Spalte A: keine Weiterbildung für älterer Beschäftigte, Spalte B: Weiterbildung für älterer Beschäftigte, Anzahl der Betriebe in Klammern. Signifikanz der Differenzen anhand t- und Levene-Test geprüft. Signifikante Unterschiede auf dem 5%-Niveau sind hervorgehoben. Quelle: Eigene Berechnungen; IAB-Betriebspanel/BLH (2002, 2006).*

bieten, nur rund halb so hoch wie bei Betrieben, die keine Weiterbildung anbieten. Demnach fällt der Beschäftigungsabbau in den weiterbildungsaktiven Betrieben signifikant geringer aus, was unseren Vermutungen entspricht. Die Betriebsgrößenklassen ergeben hier nur bei Betrieben mit 50 bis 249 Beschäftigten eine signifikante Differenz.

Nach dieser ersten Annäherung an den Zusammenhang von Weiterbildung und Beschäftigungsentwicklung, wird im Folgenden auf die Ergebnisse der OLS-Regressionen eingegangen, was die Prüfung der Hypothesen unter Kontrolle der zusätzlich berücksichtigten Variablen erlaubt. Tabelle 7.2 gibt die Koeffizienten der Regressionen wieder, die Standardfehler sind in Klammern aufgeführt.

Die Schätzungen wurden für Gesamtdeutschland, sowie - aufgrund der unterschiedlichen Arbeitsmarktentwicklung - getrennt für beide Landesteile durchgeführt. Dabei wird je ein Basismodell (I) und ein um einige aus der theoretischen Diskussion motivierten Variablen erweitertes Modell (II) geschätzt. Das Basismodell für Gesamtdeutschland ergibt für die Kontrollvariablen die aus der Literatur (z.B. Jirjahn, 2008b; Addison/Teixeira, 2006) bekannten Effekte auf die Wachs-



**Tabelle 7.2**  
Determinanten des Beschäftigungswachstums älterer Arbeitnehmer, 2002 - 2006

	Gesamt		West		Ost	
	I	II	I	II	I	II
Weiterbildung Älterer	0,043 (0,033)	0,045 (0,033)	-0,013 (0,041)	-0,007 (0,041)	0,141** (0,056)	0,151*** (0,057)
Betriebsgröße	0,079*** (0,012)	0,080*** (0,013)	0,092*** (0,015)	0,091*** (0,016)	0,068*** (0,022)	0,074*** (0,023)
Lohnanteil Älterer	-1,161*** (0,099)	-,973*** (0,144)	-1,216*** (0,132)	-1,118*** (0,188)	-1,088*** (0,157)	-0,746*** (0,236)
Betriebsrat	-0,023 (0,038)	-0,028 (0,038)	-0,040 (0,048)	-0,046 (0,049)	-0,029 (0,062)	-0,018 (0,063)
Technologischer Stand	0,159*** (0,019)	0,157*** (0,019)	0,159*** (0,023)	0,158*** (0,023)	0,155*** (0,034)	0,151*** (0,034)
Anteil Teilzeitkräfte	0,192** (0,096)	0,194** (0,096)	0,329** (0,128)	0,310** (0,128)	-0,022 (0,143)	0,0004 (0,144)
Anteil Frauen	-0,048 (0,080)	-0,056 (0,080)	-0,040 (0,105)	-0,033 (0,105)	-0,080 (0,127)	-0,084 (0,127)
Anteil Qualifizierte	0,038 (0,062)	0,034 (0,062)	0,012 (0,075)	0,001 (0,075)	0,070 (0,118)	0,092 (0,118)
Anteil Auszubildende	-0,296* (0,172)	-0,319* (0,173)	-0,118 (0,299)	-0,177 (0,298)	-0,374 (0,232)	-0,382 (0,233)
Kapitalgesellschaft	-0,282*** (0,057)	-0,276*** (0,057)	-0,214*** (0,062)	-0,211*** (0,063)	-0,451*** (0,132)	-0,454*** (0,133)
Einzelbetrieb	0,082*** (0,032)	0,081** (0,032)	0,083** (0,038)	0,082** (0,038)	0,085 (0,057)	0,092 (0,057)
Alterstruktur	—	-0,420** (0,021)	—	-0,027 (0,026)	—	-0,073* (0,038)
Betriebsalter	—	0,066* (0,036)	—	0,184 (0,053)	—	-0,044 (0,050)
Anzahl offener Stellen	—	-0,001 (0,002)	—	-0,001 (0,003)	—	-0,003 (0,007)
Westdeutschland	-0,045 (0,032)	-0,072** (0,035)	—	—	—	—
Konstante	-0,948 (0,125)	-0,960*** (0,126)	-1,020*** (0,148)	-1,140*** (0,153)	-0,936*** (0,217)	-0,945*** (0,217)
Branchendummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
$R^2$	0,1090	0,1104	0,1287	0,1336	0,0999	0,1020
Anzahl Beobachtungen	4868	4868	3010	3010	1858	1858

Methode: OLS. Robuste Standardfehler in Klammern. \*\*\*:  $\alpha = 0,01$ ; \*\*:  $\alpha = 0,05$ ; \*:  $\alpha = 0,1$ . Quelle: Eigene Berechnungen; IAB-Betriebspanel/BLH (2002, 2006).

tumsrate der älteren Beschäftigten und werden deshalb nicht weiter diskutiert. Der hier interessierende Effekt der Weiterbildung Älterer hat das erwartete positive Vorzeichen, ist jedoch sowohl im Basis- als auch im erweiterten Modell insignifikant und ergibt demnach keinen Beleg für unsere Hypothese. Schwach signifikante Effekte ergeben sich schließlich im erweiterten Modell für die Alterstruktur und das Betriebsalter: Wenn die älteren Beschäftigten die dominante Kohorte in der betrieblichen Altersstruktur sind, ergibt sich ein negativer Zusammenhang mit der Wachstumsrate; ein Ergebnis, das auf den ersten Blick im Widerspruch zu theoretischen Entwürfen, wie dem Ansatz der Organisationsdemographie, steht. Hierbei sind jedoch auch die besonderen Eigenschaften von Wachstumsraten zu berücksichtigen. Eine identische Bestandserhöhung führt bei kleineren Ausgangswerten zu vergleichsweise höherem Wachstum. Beim Betriebsalter ergibt sich dagegen ein positiver Effekt, d.h. Betriebe, die vor 1990 gegründet wurden haben eine vergleichsweise höhere Wachstumsrate. Kein signifikanter Effekt ergibt sich für die Anzahl der offenen Stellen.

Wenn die Schätzungen getrennt für Ost- und Westdeutschland ausgeführt werden, ergeben sich für die Kontrollvariablen nur geringe Unterschiede. Der positive Einfluss des Anteils der Teilzeitkräfte beschränkt sich auf Westdeutschland, der negative Einfluss des Anteils der Auszubildenden zeigt sich dagegen einzeln weder für Ost- noch Westdeutschland. Für die im Zentrum der Analyse stehende Weiterbildung Älterer findet sich dagegen ein neues Ergebnis: Während der Effekt in Westdeutschland nach wie vor insignifikant ist, ermitteln die Modelle für Ostdeutschland dagegen signifikante, für das erweiterte Modell sogar hochsignifikante positive Effekte, was unseren Vermutungen entspricht. Für Ostdeutschland ist somit festzuhalten, dass Betriebe, die Weiterbildung für ältere Beschäftigte anbieten, eine signifikant höhere Wachstumsrate der Beschäftigung Älterer aufweisen.

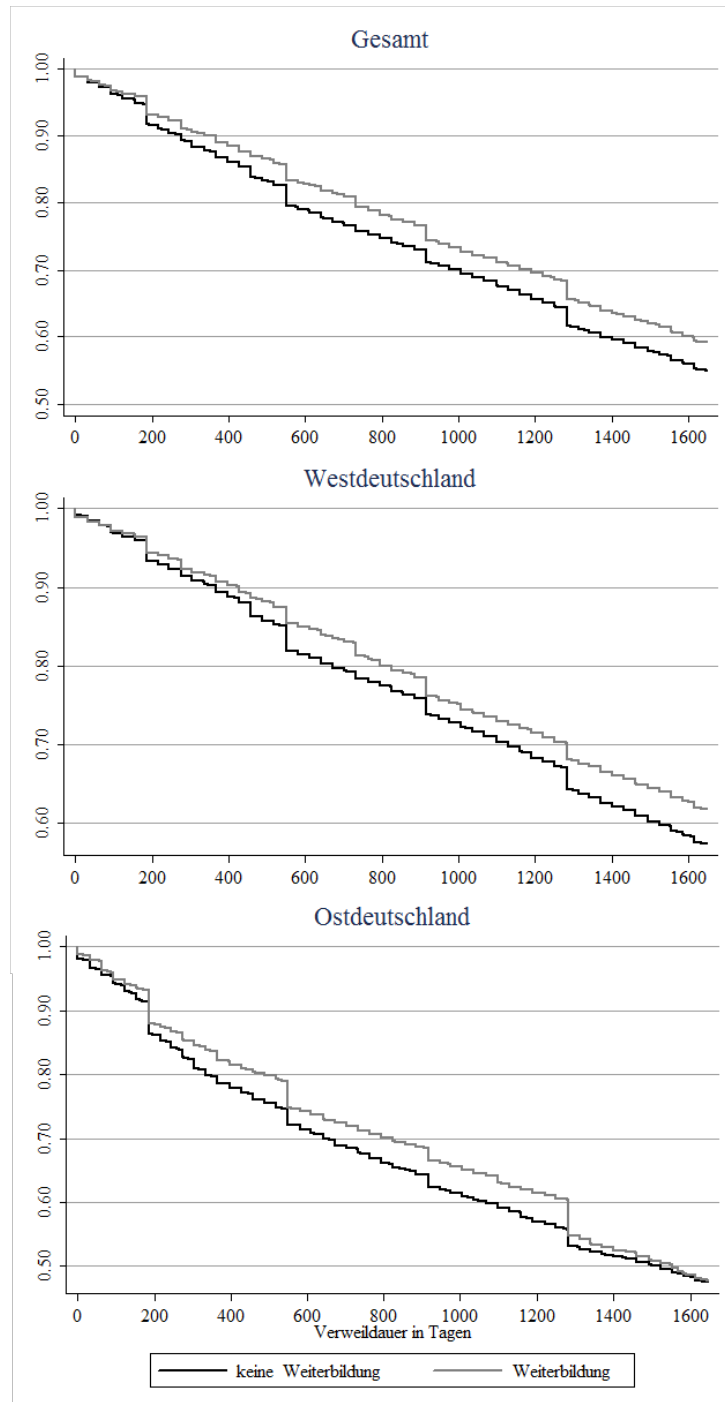
### 7.5.2 Ergebnisse auf Personenebene

Wie schon bei den Analysen auf der Betriebsebene, werden auch auf der Personenebene zunächst einige deskriptive Ergebnisse vorgestellt. Da es sich um ungruppierte Verlaufsdaten handelt, wird hierbei auf den Kaplan-Meier- bzw. Produkt-Limit-Schätzer (vgl. z.B. Blossfeld/Golsch/Rohwer, 2007) zurückgegriffen. Aufgrund der Erkenntnisse aus den Schätzungen auf Betriebsebene wird die Überlebensfunktion für Gesamtdeutschland und getrennt nach Ost- und Westdeutschland ausgewiesen (Abbildung 7.3). Die in der Grafik ersichtlichen Unterschiede der Überlebenswahrscheinlichkeiten hinsichtlich der betrieblichen Weiterbildungsaktivität sind zudem hochsignifikant. Dabei wurden die Differenzen anhand verschiedener, hier nicht ausgewiesener Teststatistiken<sup>11</sup> geprüft.

---

<sup>11</sup>Die Überlebensfunktionen wurden anhand der folgenden Teststatistiken verglichen: Log-Rank-Test, Wilcoxon(Breslow)-Test, Tarone-Ware-Test und Peto-Peto-Prentice-Test (vgl. z.B. Blossfeld/Golsch/Rohwer, 2007).

**Abbildung 7.3**  
Überlebensfunktionen



Methode: Kaplan-Meier-Schätzer. Quelle: Eigene Berechnungen; IAB-Betriebspanel/BLH (2002, 2006).

Aus Abbildung 7.3 wird dabei ersichtlich, dass auch die deskriptiven Ergebnisse auf der Personenebene die in den Hypothesen formulierten Überlegungen bestätigen. Für alle regionalen Abgrenzungen ist dabei zu erkennen, dass nach ungefähr 200 Tagen die Verläufe der Überlebensfunktionen in einen größeren Abstand zueinander treten, wobei der Graph für die Beschäftigten in Betrieben mit Weiterbildung für ältere Beschäftigte fast durchgehend über dem der Personen in nicht weiterbildungsaktiven Betrieben verläuft. Das heißt, dass, wie erwartet, in den weiterbildungsaktiven Betrieben, zu fast jedem Zeitpunkt, vergleichsweise weniger Beschäftigungsverhältnisse beendet werden. Bei einem Vergleich zwischen West- und Ostdeutschland fällt schließlich auf, dass in Ostdeutschland der Effekt nach ca. 1300 Tagen wieder zurückgeht, wogegen im Westen der Abstand eher weiter zunimmt.

Analog zu den Ergebnissen auf der Betriebsebene, werden diese Ergebnisse ebenfalls einer multivariaten Analyse unterzogen, um für etwaige Einflüsse bedeutsamer Kovariaten kontrollieren zu können. In Tabelle 7.3 wird nur noch der interessierende Koeffizient für die Weiterbildung der PWC-Regressionen wiedergegeben.<sup>12</sup> Die Schätzungen wurden wiederum für Gesamtdeutschland sowie getrennt für West- und Ostdeutschland durchgeführt. Wiederum wird ein Basismodell (I) und ein erweitertes Modell (II) berechnet, wobei auf Personenebene das Sample zusätzlich nach kleinen und mittleren Betrieben (5 bis 249 Beschäftigte) und Großbetrieben (250 und mehr Beschäftigte) unterteilt wird, um einer zu starken Gewichtung größerer Betriebe entgegenzutreten. Die Größe des jeweiligen Effekts lässt sich der letzten Spalte entnehmen, die die prozentuale Veränderung der gegebenen Übergangsrate aufführt.

Für Gesamtdeutschland und für Westdeutschland kann festgehalten werden, dass sich sowohl im Basis- als auch im erweiterten Modell in der Gruppe der Großbetriebe signifikante Effekte auffinden lassen. Das positive Vorzeichen bedeutet jedoch, dass sich der Effekt der Weiterbildung älterer Beschäftigter positiv auf deren Übergangsrate auswirkt. D.h., dass Beschäftigte in Betrieben mit Weiterbildung ein höheres Risiko haben, dass das Beschäftigungsverhältnis beendet wird, was im Gegensatz zu den oben formulierten Thesen steht. In Ostdeutschland ergeben sich dagegen wieder die erwarteten Vorzeichen der Koeffizienten, jeweils hochsignifikant in der Gruppe der Kleinbetriebe. In Prozent ausgedrückt kann somit festgehalten werden, dass das Risiko das Beschäftigungsverhältnis zu beenden, für Personen in kleinen und mittleren Betrieben mit Weiterbildung für Ältere in Ostdeutschland um rund 24% geringer ausfällt.

Allerdings weisen andere Untersuchungen zur Weiterbildung häufig auf das "Matthäus-Prinzip" hin, wonach insbesondere qualifizierte Personen an Weiterbildung teilnehmen (vgl. z.B. Wilkens/Leber, 2003; Büchel/Pannenberg, 2004; Schroeder/Schiel/Aust, 2004). Darüber hinaus zeigen beispielsweise ? auf, dass auch aus betrieblicher Sicht Anreize bestehen, vor allem qualifizierte Beschäftigte weiterzu-

---

<sup>12</sup>Die Ergebnisse der vollständigen Modelle sind dem Anhang (Tabelle E.1) zu entnehmen.

**Tabelle 7.3**  
Zusammenhang zwischen Weiterbildung  
für ältere Beschäftigte und Übergangsrate

	Modell	Koeffizient	Veränderung der Übergangsrate in %
Gesamt	$I_K$	-0,08	-7,7
	$I_G$	0,388***	47,4
	$II_K$	-0,085	-8,1
	$II_G$	0,399***	49
West	$I_K$	0,030	3
	$I_G$	0,434***	54,3
	$II_K$	0,030	3
	$II_G$	0,421***	52,3
Ost	$I_K$	-0,273***	-23,9
	$I_G$	-0,014	-1,4
	$II_K$	-0,269***	-23,6
	$II_G$	0,187	20,6

*Zeile I: Basismodell, Zeile II: erweitertes Modell, Subskript K: Kleine und mittlere Betriebe (5 bis 249 Beschäftigte), Subskript G: Großbetriebe (250 und mehr Beschäftigte), Methode: Piecewise Constant Exponential Hazard Modell. \*\*\*:  $\alpha = 0,01$ ; \*\*:  $\alpha = 0,05$ ; \*:  $\alpha = 0,1$ . Quelle: Eigene Berechnungen; IAB-Betriebspanel/BLH (2002, 2006).*

bilden. Dementsprechend enthält Tabelle 7.4 zusätzliche, nach Qualifikationsniveau differenzierte Ergebnisse.<sup>13</sup> Dabei wird zwischen Personen ohne Berufsausbildung (gering qualifiziert) und solchen mit einer Berufsausbildung und/oder einem (Fach-) Hochschulabschluss (hoch qualifiziert) unterschieden.

Im Vergleich zu den Ergebnissen aus Tabelle 7.3 zeigt sich zunächst, dass sich an dem grundsätzlichen Befund nichts ändert. So zeigt Tabelle 7.4 also auch weiterhin positiv signifikante Koeffizienten für Großbetriebe, sowohl für das gesamte Bundesgebiet, als auch in Westdeutschland. Für Beschäftigte ostdeutscher Betriebe mit weniger als 250 Mitarbeitern sind die ermittelten negativen Koeffizienten auch weiterhin signifikant; unabhängig davon welche Qualifikationsgruppe betrachtet wird.

Vor dem Hintergrund der hier zugrunde liegenden theoretischen Überlegungen ergibt sich somit auf der Ebene der Personendaten ein gemischter Befund. Während unsere These, wonach ältere Arbeitnehmer, die in Betrieben mit Weiterbildungsmaßnahmen für Ältere beschäftigt sind, eine höhere Beschäftigungsstabilität aufweisen, nur für Ostdeutschland zutrifft, legen die Ergebnisse für Westdeutschland

<sup>13</sup>Die Darstellung beschränkt sich auf den ermittelten Koeffizienten zur Weiterbildungsvariable. Alle Schätzungen basieren dabei auf dem erweiterten Modell.

**Tabelle 7.4**  
 Determinanten des Betriebsaustritts älterer Arbeitnehmer nach Betriebsgröße und  
 Qualifikationsniveau, 2002 - 2006 (erweitertes Modell)

Region	Betriebsgröße	Qualifikations- niveau	Koeffizient Weiterbildung	Veränderung Übergangsrate	Anzahl Personen
Gesamt	bis 249 Beschäftigte	gering	-0,111 (0,079)	-10,50%	11613
		hoch	-0,079 (0,053)	-7,60%	66681
	mindestens 250 Beschäftigte	gering	0,146** (0,072)	15,70%	53629
		hoch	0,272*** (0,071)	31,30%	227182
West	bis 249 Beschäftigte	gering	-0,060 (0,091)	-5,80%	10118
		hoch	0,032 (0,066)	3,30%	38508
	mindestens 250 Beschäftigte	gering	0,142* (0,077)	1,40%	51436
		hoch	0,254*** (0,071)	28,90%	178841
Ost	bis 249 Beschäftigte	gering	-0,307** (0,151)	-26,40%	1495
		hoch	-0,258*** (0,089)	-22,70%	28173
	mindestens 250 Beschäftigte	gering	0,314 (0,197)	36,90%	2193
		hoch	0,182 (0,179)	20,00%	48341

Methode: Piecewise Constant Exponential Hazard Modell. Robuste Standardfehler in Klammern. \*\*\*:  $\alpha = 0,01$ ; \*\*:  $\alpha = 0,05$ ; \*:  $\alpha = 0,1$ . Quelle: Eigene Berechnungen; IAB-Betriebspanel/BLH (2002, 2006).

ein gegenteiliges Bild nahe. Dabei ist insbesondere letzterer Befund erklärungsbedürftig. Wird jedoch der Annahme gefolgt, dass Betriebe eher bestrebt sind, (besser) qualifizierte Beschäftigte weiterzubilden und entsprechend weniger “gute” bzw. produktive Mitarbeiter zu entlassen, lassen sich Erklärungsansätze für die aufgezeigten Befunde auch im Rahmen der Humankapitaltheorie finden. Denn folglich wären so insbesondere für ältere Beschäftigte mit einer geringen Qualifikation vergleichsweise häufiger Betriebsaustritte zu beobachten, was sich auch in den Ergebnissen für westdeutsche Großbetriebe zeigt. Gleichwohl sollte sich aber auch die Beschäftigungsdauer Älterer mit hohem Qualifikationsniveau erhöhen. Allerdings zeigen dies die Ergebnisse nicht. Eine mögliche Erklärung hierfür könnte sein, dass die westdeutschen Beschäftigten, wohl auch aufgrund der besseren Arbeitsmarktlage, häufiger einen Betrieb wechseln bzw. von anderen Betrieben abgeworben werden (Poaching).

Allerdings kann dieser Vermutung mit den vorliegenden Daten in dieser Arbeit nicht weiter nachgegangen werden. Um diese Behauptung letztlich prüfen zu können, sind Informationen über den Verbleib der aus der Beschäftigung ausgetretenen Beschäftigten notwendig. Denn es ist vor dem Hintergrund der vorgeschlagenen Erklärung von hoher Bedeutung, ob ein Beschäftigter in Arbeitslosigkeit, Ruhestand oder eine andere Beschäftigung übergeht. Zudem kommt der Information, ob ein Beschäftigter tatsächlich an einer Weiterbildungsmaßnahme teilgenommen hat, weitere Bedeutung zu. Gleiches gilt auch für außerbetriebliche Weiterbildungsaktivitäten über die auf Personenebene gegenwärtig keine Informationen vorliegen.

## 7.6 Zusammenfassung

Ausgangspunkt unserer Studie war die Hypothese, dass die betriebliche Weiterbildung für ältere Beschäftigte, den Aussagen der Humankapitaltheorie folgend, einen Einfluss auf die Beschäftigungssituation der älteren Beschäftigten haben sollte. Dieser Zusammenhang wird bereits in der deskriptiven Analyse auf Betriebsebene aufgezeigt. Die anschließend durchgeführten OLS-Regressionen ergeben aber, dass unter Kontrolle für weitere Betriebsmerkmale der erwartete positiv signifikante Zusammenhang nur in Ostdeutschland zu finden ist. Die Untersuchungen auf Betriebsebene werden in einem weiteren Schritt um eine Verweildaueranalyse auf Ebene der Beschäftigten ergänzt. Die berechneten Kaplan-Meier-Schätzer zeigen auch hier zunächst den theoretisch zu erwartenden Zusammenhang, wonach Betriebsaustritte älterer Beschäftigter aus weiterbildungsaktiven Betrieben in signifikant geringerem Maße zu beobachten sind. In multivariaten Modellen zeigen sich für ältere Beschäftigte in ostdeutschen Betrieben mit weniger als 250 Beschäftigten wiederum Ergebnisse, die die Hypothesen stützen. Jedoch ergeben sich für Westdeutschland den theoretischen Vermutungen entgegenstehende signifikante Effekte bei Beschäftigten in Großbetrieben. Hierfür können zwar Erklärungsansätze

aufgezeigt werden, die auch in Einklang mit bisherigen Befunden zu einer möglichen Flexibilisierung des Beschäftigungsverhältnisses durch Weiterbildung, etwa in Form beruflicher Aufwärtsmobilität, stehen (z.B. Becker/Hecken, 2005). Die vorliegende Arbeit liefert jedoch Anhaltspunkte dafür, dass betriebliche Weiterbildung älterer Beschäftigter durchaus in beide Richtungen wirken kann. Da hier mit Blick auf die aufgezeigten regionalen Unterschiede aber der größere Kontext von Weiterbildungsmaßnahmen, insbesondere deren Spezifität, von Bedeutung zu sein scheint, ist eine vollständige Überprüfung der zur Erklärung der aufgezeigten Ergebnisse heranzuziehenden Argumente im Rahmen der vorliegenden Arbeit allerdings nicht weiter möglich.

Unsere Studie dient schließlich auch der Auseinandersetzung mit zentralen Aussagen der Humankapitaltheorie, die mittlerweile über den ökonomischen Bereich hinaus einen großen Einfluss gewonnen hat. Es zeigt sich allerdings gelegentlich - und nicht nur in dieser Studie - der Einfluss intervenierender Variablen, wie der konjunkturellen Lage oder der Region, die einer quasi-universellen Gültigkeit der Humankapitaltheorie entgegenstehen.

Somit bleibt festzuhalten, dass die hier vorgelegten Ergebnisse teilweise die der Arbeit zugrunde liegenden Hypothesen stützen. Jedoch scheint weiterer Forschungsbedarf besonders hinsichtlich der Frage zu bestehen, welche Einflussfaktoren das humankapitaltheoretische Kalkül der Betriebe überlagern.



## Literaturverzeichnis

- ABOWD, J. M.; KRAMARZ, F.; MARGOLIS, D. (1999): High wage workers and high wage firms. In: *Econometrica*, Bd. 67, S. 251–333.
- ACEMOGLU, D. (2002): Technical change, inequality and the labor market. In: *Journal of Economic Literature*, Bd. 40, Nr. 1, S. 7–72.
- ACEMOGLU, D. (1998): Changes in unemployment and wage inequality: an alternative theory and some evidence. Working Paper No. 6658, National Bureau of Economic Research.
- ADDISON, J.; BELFIELD, C. R. (2001): Updating the determinants of firm performance: estimation using the 1998 Workplace Employment Relations Survey. In: *British Journal of Industrial Relations*, Bd. 39, S. 341–366.
- ADDISON, J.; SCHNABEL, C.; WAGNER, J. (2000): Die mitbestimmungsfreie Zone aus ökonomischer Sicht. In: *Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik*, Bd. 45, S. 277–295.
- ADDISON, J.; TEIXEIRA, P. (2006): The effects of works councils on employment change. In: *Industrial Relations*, Bd. 45, S. 1–25.
- ADDISON, J. T. (2009): *The Economics of Codetermination: Lessons of the German Experience*. New York: Palgrave Macmillan.
- ADDISON, J. T.; BELLMANN, L.; SCHANK, T.; TEIXEIRA, P. (2005): The demand for Labor: an analysis using matched employer-employee data from the German LIAB. Will the high unskilled worker own-wage elasticity please stand up? IZA Discussion Paper No. 1780, Institute for the Study of Labor/Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- ADDISON, J. T.; BELLMANN, L.; SCHNABEL, C.; WAGNER, J. (2004): The reform of the German Works Constitution Act: a critical appraisal. In: *Industrial Relations*, Bd. 43, Nr. 2, S. 392–420.
- ADDISON, J. T.; BELLMANN, L.; SCHNABEL, C.; WAGNER, J. (2003): German works councils old and new: incidence, coverage, and determinants. In: *Schmollers Jahrbuch*, Bd. 123, Nr. 3, S. 339–358.
- ADDISON, J. T.; SCHNABEL, C.; WAGNER, J. (2007): The (parlous) state of German Unions. In: *Journal of Labor Research*, Bd. 28, Nr. 1, S. 3–18.
- ADDISON, J. T.; SCHNABEL, C.; WAGNER, J. (1997): On the determinants of mandatory works councils in Germany. In: *Industrial Relations*, Bd. 36, Nr. 4, S.

- 419–445.
- AGHION, P.; CAROLI, E.; GARCIA-PENALOSA, C. (1999): Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theory. In: *Journal of Econometric Literature*, Bd. 37, Nr. 4, S. 1915–1660.
- AGHION, P.; HOWITT, P. (2002): Wage inequality and the new economy. In: *Review of Economic Policy*, Bd. 18, Nr. 3, S. 306–323.
- AIREY, C.; HALES, J.; HAMILTON, R.; KOROVESSIS, C.; MCKERNAN, A.; PURDON, S. (1999): *The Workplace Employment Relations Survey (WERS) 1997-8*. Tech. Rep., National Centre for Social Research, London.
- AKERLOF, G. A. (1982): Labor contracts as partial gift exchange. In: *The Quarterly Journal of Economics*, Bd. 97, S. 543–569.
- ALDA, H.; BELLMANN, L. (2002): Organisatorische Änderungen und betriebliche Beschäftigungs- und Qualifikationseffekte 1999-2001. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Bd. 35, S. 523–545.
- ALDA, H. (2006): Beobachtbare und unbeobachtbare Betriebs- und Personeneffekte auf die Entlohnung. Nr. 298 in *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- ALDA, H. (2005a): Datenbeschreibung der ersten Version des LIAB-Querschnittsmodells. FDZ-Datenreport Nr. 2/2005, Forschungsdatenzentrum der Bundesagentur für Arbeit im Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- ALDA, H. (2005b): Die Verknüpfungsqualität der LIAB-Daten. FDZ-Datenreport Nr. 1/2005, Forschungsdatenzentrum der Bundesagentur für Arbeit im Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- ALDA, H.; BENDER, S.; GARTNER, H. (2005): The linked employer-employee dataset of the IAB (LIAB). IAB Discussionpaper 6/2005, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- ANDERSON, P. M. (1993): Linear adjustment costs and seasonal labor demand: evidence from retail trade firms. In: *Quarterly Journal of Economics*, Bd. 108, Nr. 4, S. 1015–1042.
- ANDREWS, M. J.; SCHANK, T.; UPWARD, R. (2006): Practical fixed effects estimation methods for the three-way error components model. In: *Stata Journal*, Bd. 6, Nr. 4, S. 461–481.
- APPELBAUM, E.; BAILEY, T.; BERG, P.; KALLEBERG, A. (2000): *Manufacturing Advantage: Why High Performance Work Systems Pay Off*. Ithaca, New York: ILR als Nachdruck von Cornell University Press.

- ARELLANO, M.; BOND, S. (1991): Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. In: *Review of Economic Studies*, Bd. 58, S. 227–297.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. (1995): Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. In: *Journal of Econometrics*, Bd. 68, S. 29–51.
- ARTUS, I. (2001): *Krise des deutschen Tarifsystems: Die Erosion des Flächentarifs in Ost und West*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- ATHEY, S. C.; STERN, S. (1998): An empirical framework for testing theories about complementarities in organisational design. Working Paper No. 6600, National Bureau of Economic Research.
- AUTOR, D. H.; KATZ, L. F.; KRUEGER, A. B. (1998): Computing inequality: have computers changed the labor market? In: *The Quarterly Journal of Economics*, Bd. 113, S. 1169–1213.
- AUTOR, D. H.; LEVY, V.; MURNANE, R. (2002): Upstairs, downstairs: computers and skills on two floors of a large bank. In: *Industrial and Labor Relations Review*, Bd. 55, Nr. 3, S. 432–447.
- BARON, J. N.; KREPS, D. M. (1999): *Strategic Human Resources: Frameworks for General Managers*. New York, NY: Wiley.
- BARTEL, A. (2004): Human resource management and organizational performance: evidence from retail banking. In: *Industrial and Labor Relations Review*, Bd. 57, Nr. 2, S. 432–447.
- BATT, R. (2001): Explaining wage inequality in telecommunication services: customer segmentation, human resource practices, and union decline. In: *Industrial and Labor Relations Review*, Bd. 54, Nr. 2a, S. 425–449.
- BAUER, T. K. (2003): Flexible workplace practices and labor productivity. IZA Discussion Paper No. 700, Insitute for the Study of Labor/Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- BAUER, T. K.; BENDER, S. (2004): Technological change, organizational change, and job turnover. In: *Labour Economics*, Bd. 11, Nr. 3, S. 265–291.
- BAUER, T. K.; BENDER, S. (2002): Technological change, organizational change, and job turnover. IZA Discussion Paper No. 700, Institute for the Study of Labor/Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- BÜCHEL, F.; PANNENBERG, M. (2004): Berufliche Weiterbildung in West- und Ostdeutschland. Teilnehmer, Struktur und individueller Ertrag. In: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, Bd. 37, Nr. 2, S. 73–126.

- BECKER, B.; GERHARD, B. (1996): The impact of human resource management on organisational performance: progress and prospects. In: *Academy of Management Journal*, Bd. 39, S. 779–801.
- BECKER, G. S. (1962): Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. In: *The Journal of Political Economy*, Bd. 70, Nr. 5, S. 9–49.
- BECKER, R. (1991): Berufliche Weiterbildung und Berufsverlauf. Eine Längsschnittuntersuchung von drei Geburtskohorten. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Bd. 24, S. 351–364.
- BECKER, R.; HECKEN, A. (2005): Berufliche Weiterbildung - arbeitsmarktsoziologische Perspektiven und empirische Befunde. In: Abraham, M.; Hinz, T. (Hrsg.): *Arbeitsmarktsoziologie. Probleme, Theorien, empirische Befunde*, Wiesbaden: VS Verlag, S. 133–168.
- BECKMANN, M. (2007): Age-biased technological and organizational change : Firm-level evidence and Management Implications. Discussion Paper No. 05/07, Faculty of Business and Economics, University of Basel.
- BECKMANN, M. (2004): Betriebliche Personalpolitik im technologischen und organisatorischen Innovationsprozess. München: Hampp Verlag.
- BECKMANN, M. (2000): Unternehmenspolitik, Managerkontrolle und Personalabbau in Deutschland. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Bd. 33, Nr. 4, S. 594–608.
- BECKMANN, M.; SCHAUENBERG, B. (2007): Age-biased technological change. WWZ Discussionpaper 05/07, Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum der Universität Basel.
- BEHAGEL, L.; CAROLI, E.; ROGER, M. (2011): Age Biased Technical and Organisational Change, Training and Employment Prospects of Older Workers. IZA Discussion Paper No. 5544, Institute for the Study of Labor/Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- BEHRENS, M. (2009): Still married after all these years? Union organizing and the role of works councils in German industrial relations. In: *Industrial and Labor Relations Review*, Bd. 62, Nr. 3, S. 275–293.
- BEHRINGER, F. (1999): Beteiligung an beruflicher Weiterbildung. Humankapitaltheoretische und handlungstheoretische Erklärung und Evidenz. Opladen: Leske und Budrich.
- BELLMANN, L. (2002): Das IAB-Betriebspanel: Konzeption und Anwendungsbereiche. In: *Allgemeines Statistisches Archiv*, Bd. 86, S. 177–188.
- BELLMANN, L.; CALIENDO, M.; HUJER, R.; RADIĆ, D. (2002): Beschäftigungswirkungen des technisch-organisatorischen Wandels: Eine mikroökonomische

- Analyse mit dem Linked IAB-Panel. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 35, S. 297–314.
- BELLMANN, L.; CORNELISSEN, T.; HÜBLER, O.; PAHNKE, A. (2008): Betriebliche Reorganisation, Entlohnung und Beschäftigungsstabilität. In: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung, Bd. 41, Nr. 2/3, S. 259–285.
- BELLMANN, L.; GERNER, H.-D. (2009): Continuous training and company-level pacts for employment. Paper presented at the annual meeting of the Verein für Sozialpolitik, 8-11 September, Magdeburg.
- BELLMANN, L.; KÖLLING, A. (1997): Technology, wages and churning in Western Germany. In: Laaksonen, S. (Hrsg.): The Evolution of Firms and Industries, Proceedings of the International Conference on Comparative Analysis of Enterprise Data, Statistics Finland, S. 417–429.
- BELLMANN, L.; KOHAUT, S. (1999): Betriebliche Beschäftigungsentwicklung und Innovationsaktivitäten. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 32, Nr. 4, S. 416–422.
- BELLMANN, L.; MEYER, W.; GERLACH, K. (2008): Company-level pacts for employment. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 229, Nr. 5-6, S. 533–548.
- BELLMANN, L.; PAHNKE, A. (2006): Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage. In: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung, Bd. 39, Nr. 2, S. 201–233.
- BELLMANN, L.; SCHANK, T. (2000): Innovations, wages and demand for heterogeneous labor: new evidence from a matched employer-employee-dataset. IAB Discussion Paper 6/2000, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- BENDER, S.; HAAS, A.; KLOSE, C. (2000): The IAB employment subsample, 1975-1995. In: Schmollers Jahrbuch, Bd. 120, S. 649–662.
- BENDER, S.; HILZENDEGEN, J.; ROHWER, G. (1996): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975 bis 1990. Nr. 197 in Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- BENDER, S.; HILZENDEGEN, J.; ROHWER, G.; RUDOLPH, H. (1996): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-1990. Nr. 197 in Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- BERMAN, E.; BOUND, J.; MACHIN, S. (1998): Implications of skill-biased technological change: international evidence. In: The Quarterly Journal of Economics, Bd. 113, Nr. 4, S. 1245–1279.
- BERTHOLD, N.; BRISCHKE, M.; STETTES, O. (2003): Betriebliche Bündnisse für

- Arbeit. Eine empirische Untersuchung für den deutschen Maschinen- und Anlagenbau. Würzburg: Universität Würzburg.
- BERTHOLD, N.; STETTES, O. (2004): Die betriebliche Weiterbildung im organisatorischen Wandel. In: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 224, Nr. 4, S. 399–419.
- BERTSCHEK, I.; KAIER, U. (2001): Productivity effects of organizational change: microeconomic evidence. ZEW Discussion Paper 01-32, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.
- BISPINCK, R.; WSI-TARIFARCHIV (2004): Kontrollierte Dezentralisierung - Eine Analyse der tariflichen Öffnungsklauseln in 80 Tarifbereichen. Nr. 55 in *Elemente qualitativer Tarifpolitik*, Hans-Böckler-Stiftung.
- BLACK, S.; LYNCH, L.; KRIVELYOVA, A. (2004): how workers fare when employers innovate. In: *Industrial Relations*, Bd. 43, Nr. 1, S. 44–66.
- BLACK, S. E.; LYNCH, L. M. (2001): How to compete: the impact of of workplace practices and information technology on productivity. In: *The Review of Economics and Statistics*, Bd. 83, Nr. 3, S. 434–445.
- BLACK, S. E.; LYNCH, L. M. (2000): What's driving the new economy: the benefits of workplace innovation. NBER Working Paper No. 7479, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- BLACK, S. E.; LYNCH, L. M. (1997): How to compete: the impact of of workplace practices and information technology on productivity. NBER Working Paper No. 6120, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- BLANCHFLOWER, D. G. (2007): International patterns of union membership. In: *British Journal of Industrial Relations*, Bd. 45, Nr. 1, S. 1–28.
- BLANCHFLOWER, D. G.; BRYSON, A. (2009): Trade union decline and the economics of the workplace. In: Brown, W.; Bryson, A.; Forth, J.; Whitfield, K. (Hrsg.): *The Evolution of the Modern Workplace*, Cambridge: Cambridge University Press, S. 78–73.
- BLANCHFLOWER, D. G.; BRYSON, A.; FORTH, J. (2007): Workplace industrial relations in Britain. In: *Industrial Relations Journal*, Bd. 38, Nr. 4, S. 285–302.
- BLANCHFLOWER, D. G.; BURGESS, S. M. (1996): New technology and jobs: comparative evidence and an application to employment equations. In: *Economic Journal*, Bd. 58, S. 3–39.
- BLANCHFLOWER, D. G.; MILLWARD, N.; ANDREW, J.; OSWALD, A. J. (1991): Unionism and employment behaviour. In: *Economic Journal*, Bd. 101, S. 815–834.
- BLOSSFELD, H.-P.; GOLSCH, K.; ROHWER, G. (2007): *Event History Analysis*

- with STATA. New York: Lawrence Erlbaum Associates.
- BLOSSFELD, H.-P.; HAMERLE, A.; MAYER, K. U. (1986): Ereignisanalyse - Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt (Main)/New York: Campus.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. (1998): Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. In: *Journal of Econometrics*, Bd. 87, S. 115–143.
- BOOTH, A.; MCCULLOCH, A. (1999): Reduncy pay, unions and employment. In: *Manchester School*, Bd. 67, S. 346–366.
- BRESHNAHAN, T. F. (2002): Prospects for an information-technology-led productivity surge. In: *Innovation Policy and the Economy*, Bd. 2, S. 135–161.
- BRESHNAHAN, T. F. (1999): Computerization and wage dispersion: an analytical reinterpretation. In: *The Economic Journal*, Bd. 109, S. F390–F415.
- BRESHNAHAN, T. F.; BRYNJOLFSSON, E.; HITT, L. M. (2002): Information technology, workplace organization, and the demand for skilled labor. In: *The Quarterly Journal of Economics*, Bd. 117, Nr. 1, S. 339–376.
- BRESHNAHAN, T. F.; BRYNJOLFSSON, E.; HITT, L. M. (1999): Information Technology and Recent Changes in Work Organization Increase the Demand for Skilled Labor. In: Blair, M.; Kochan, T. (Hrsg.): *The new Relationship: Human Capital in the American Cooperation*, Washington: Brookings.
- BROWN, W.; BRYSON, A.; FORTH, J. (2009): Competition and the retreat from collective bargaining. In: Brown, W.; Bryson, A.; Forth, J.; Whitfield, K. (Hrsg.): *The Evolution of of the Modern Workplace*, Cambridge: Cambridge University Press, S. 48–73.
- BROWN, W.; DEAKIN, S.; HUDSON, M.; PRATTAN, C.; RYAN, P. (1998): The individualisation of employment contracts in Britain. *Employment Relations Research Series Report Number 4*, Department of Trade and industry, London.
- BRYNJOLFSSON, E.; MENDELSON, H. (1993): Information Systems and the Organization of Modern Enterprises. In: *Journal of Organizational Computing*, Bd. 3, Nr. 3, S. 245–255.
- BRYSON, A. (2007): *British Social Attitudes: the 23rd Report - Perspectives on a Changing Society*, Kapitel New labour, new unions. London: Sage.
- BRYSON, A. (2004): Managerial responsiveness to union and non-union worker voice in Britain. In: *Industrial Relations*, Bd. 43, Nr. 1, S. 213–241.
- BRYSON, A.; FORTH, J. (2009): Union organization and the quality of employment relations. Draft report to tuc.
- BRYSON, A.; GOMEZ, R. (2005): Why have workers stopped joining unions? Ac-

- counting for the rise in never-membership in Britain. In: *British Journal of Industrial Relations*, Bd. 43, Nr. 1, S. 66–92.
- BRYSON, A.; WILKINSON, D. (2002): Collective bargaining and workplace performance: an investigation using the Workplace Employment Relations Survey 1998. Employment Research Series Report No. 12, Department of Trade and Industry, London.
- BURAWOY, M. (1979): *Manufacturing Consent: Changes in the Labor Process under Monopoly Capitalism*. Chicago: Chicago University Press.
- BURGERT, D. (2006): Betriebliche Weiterbildung und der Verbleib Älterer im Betrieb. FFB-Diskussionspapier Nr. 68, Universität Lüneburg.
- CAPELLI, P.; NEUMARK, D. (2004): External churning and internal flexibility: evidence on the functional flexibility and core-periphery hypotheses. In: *Industrial Relations*, Bd. 43, Nr. 1, S. 148–182.
- CAPELLI, P.; NEUMARK, D. (2001): Do “high-performance” workplace practices improve establishment-level outcomes? In: *Industrial and Labor Relations Review*, Bd. 54, Nr. 4, S. 737–775.
- CAPELLI, P.; NEUMARK, D. (1999): Do ‘high-performance’ work practices improve establishment-level outcomes? NBER Working Paper No. 7374, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- CARD, D.; DI NARDO, J. E. (2002): Skill-biased technological change and rising wage inequality: some problems and puzzles. In: *Journal of Labor Economics*, Bd. 20, Nr. 4, S. 733–783.
- CAROLI, E.; VAN REENEN, J. (2001): Skill-biased organizational change? Evidence from a panel of British and French establishments. In: *The Quarterly Journal of Economics*, Bd. 116, S. 1449–1492.
- CARSTENSEN, V.; BRAND, R. (1999): Arbeitsplatzdynamik unter Berücksichtigung von Human-Resource-Management-Systemen. In: Bellmann, L.; Kohaut, S.; Lahner, M. (Hrsg.): *Zur Entwicklung von Lohn und Beschäftigung auf der Basis von Betriebs- und Unternehmensdaten*, Nr. 220 in *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, S. 123–161.
- CHAPLIN, J.; MANGLA, J.; PURDON, S.; AIREY, C. (2005): *The Workplace Employment Relations Survey 2004. Technical report (cross-sections and panel surveys)*, National Centre for Social Research, London.
- CHENNELS, L.; VAN REENAN, J. (1999): Has technology hurt less skilled workers? An economic survey of the effects of technical change on the structure of pay and jobs. Working Paper No. 99/27, The Institute for Fiscal Studies, London.



- CHILLEMI, O.; GUI, B. (1997): Team human capital and worker mobility. In: *Journal of Labor Economics*, Bd. 15, S. 567–587.
- CORNELISSEN, T.; HÜBLER, O. (2008): Downward wage rigidity and job mobility. In: *Empirical Economics*, Bd. 34, S. 205–230.
- CRAMER, U. (1985): Probleme der Genauigkeit der Beschäftigtenstatistik. In: *Allgemeines Statistisches Archiv*, Bd. 69, S. 56–68.
- CRAMER, U.; MAJER, W. (1991): Ist die Beschäftigtenstatistik revisionsbedürftig? In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Bd. 24, Nr. 1, S. 81–90.
- CULLY, M.; WOODLAND, S.; O'REILLY, A.; DIX, G. (1999): *Britain at Work: As Depicted by the 1998 Workplace Employment Relations Survey*. London: Routledge.
- DAVIS, S. J.; HALTIWANGER, J. (1992): Gross job creation, gross job destruction, and employment reallocation. In: *Quarterly Journal of Economics*, Bd. 107, Nr. 3, S. 819–864.
- DE GROOT, H. L. F. (1998): *Macroeconomic consequences of outsourcing*. Mimeo, Tilburg University.
- DICKENS, L.; HALL, M. (2009): Legal regulation and the changing workplace. In: Brown, W.; Bryson, A.; Forth, J.; Whitfield, K. (Hrsg.): *The Evolution of the Modern Workplace*, Cambridge: Cambridge University Press, S. 332–352.
- DIX, G.; SISSON, K.; FORTH, J. (2009): Conflict at work: the changing pattern of disputes. In: Brown, W.; Bryson, A.; Forth, J.; Whitfield, K. (Hrsg.): *The Evolution of the Modern Workplace*, Cambridge: Cambridge University Press, S. 176–200.
- EBBINGHAUS, B.; VISSER, J. (1999): When institutions matter: union growth and decline in western Europe. In: *European Sociological Review*, Bd. 15, Nr. 2, S. 135–158.
- ELLGUTH, P.; KOHAUT, S. (2008): Ein Bund fürs Überleben? Betriebliche Vereinbarungen zur Beschäftigungs- und Standortsicherung. In: *Industrielle Beziehungen*, Bd. 15, Nr. 3, S. 209–232.
- FALK, M. (2001): *Organizational change, new information and communication technologies and the demand for labor in services*. ZEW Discussion Paper No. 01-25, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.
- FERNIE, S.; METCALF, D. (1995): Participaton, contigent pay, representation and workplace performance: evidence from Great Britain. In: *Bristish Journal of Industrial Relations*, Bd. 33, S. 379–415.

- FISCHER, G.; JANIK, F.; MÜLLER, D.; SCHMUCKER, A. (2009): The IAB-Establishment-Panel - things users should know. In: Schmollers Jahrbuch. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Bd. 129, Nr. 1, S. 133–148.
- FITZENBERGER, B.; KOHN, K.; WANG, Q. (2006): The erosion of union membership in Germany: determinants, densities, decompositions. IZA Discussion Paper No. 2193, Institute for the Study of Labor/Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- FLAIG, G.; ROTTMANN, H. (1999): Direkte und indirekte Beschäftigungseffekte von Innovationen - eine empirische Paneldatenanalyse für Unternehmen des westdeutschen verarbeitenden Gewerbes. In: Bellmann, L.; Steiner, V. (Hrsg.): Paneldatenanalysen zu Lohnstruktur, Qualifikation und Beschäftigungsdynamik, Nr. 229 in Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, S. 149–166.
- FLECKER, J.; KIRSCHENHOFER, S. (2003): IT verleiht Flügel? Aktuelle Tendenzen der räumlichen Verlagerung von Arbeit. ita-Manuskript ita-03-01, Institut für Technikfolgen-Abschätzung an der Österreichischen Akademie der Wissenschaften, Wien.
- FORTIN, N.; LIEMIEUX, T.; FIRPO, S. (2010): Decomposition methods in economics. NBER Working Paper No. 16045, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- FRANZ, W. (2006): Arbeitsmarktökonomik. Berlin/Heidelberg: Springer.
- FRAZIS, H.; GITTELMAN, M.; JOYCE, M. (2000): Correlates of training: an analysis using both employer and employee characteristics. In: Industrial and Labor Relations Review, Bd. 53, Nr. 3, S. 443–462.
- FREEMAN, R. B. (1976): individual mobility and union voice in the labor market. In: American Economic Review, Bd. 66, S. 361–368.
- FREEMAN, R. B.; LAZEAR, E. P. (1995): An economic analysis of works councils. In: Rogers, J.; Streeck, W. (Hrsg.): Works Councils: Consultation, Representation and Cooperation in Industrial Relations, Chicago, IL: University of Chicago Press, S. 27–52.
- FREEMAN, R. B.; MEDOFF, J. (1979): The two faces of unionism. In: The Public Interest, Bd. 57, S. 69–93.
- FRICK, B. (2002): “High Performance Work Practices” und betriebliche Mitbestimmung: Komplementär oder substitutiv? Empirische Befunde für den deutschen Maschinenbau. In: Industrielle Beziehungen, Bd. 9, Nr. 1, S. 79–102.
- FRICK, B.; GÖTZEN, U. (2003): Die verdeckten Kosten organisatorischer Innovationen: Prämienlöhne und Gruppenarbeit in einem Großbetrieb der Metallindus-

- trie. In: Die Betriebswirtschaft, Bd. 63, Nr. 6, S. 635–654.
- FUNDER, M. (1999): Paradoxien der Reorganisation: Eine empirische Studie strategischer Dezentralisierung von Konzernunternehmen und ihrer Auswirkung auf Mitbestimmung und industrielle Beziehungen. München, Mering: Hampp Verlag.
- FUNKE, M.; MAURER, W.; SIDDIQUI, S.; STRULIK, H. (1997): The employment-financing nexus: evidence from a panel of west German firms. Mimeo, Department of Economics, Hamburg University.
- GARTNER, H. (2005): The imputation of wages above the contribution limit with the German IAB employment sample. FDZ Methodenreport Nr. 2/2005, Forschungsdatenzentrum der Bundesagentur für Arbeit im Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- GARTNER, H.; RÄSSLER, S. (2005): Analyzing the changing gender wage gap based on multiple imputed right censored wages. IAB Discussion Paper 5/05, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- GERLACH, K.; HÜBLER, O.; MEYER, W. (2002): Investitionen, Weiterbildung und betriebliche Reorganisation. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 35, Nr. 4, S. 546–565.
- GERLACH, K.; HÜBLER, O.; MEYER, W. (1999): Lohnspreizung durch Globalisierung, technischen Fortschritt, Reorganisation oder institutionelle Einflüsse? In: Ertel, R.; Gerlach, K.; Wagner, J. (Hrsg.): Beiträge zur Ökonomie offener Volkswirtschaften, Bd. 12 von NIW-Vortragsreihe, Hannover: Niedersächsisches Institut für Wirtschaftsforschung, S. 149–175.
- GERLACH, K.; JIRJAHN, U. (1999): Längerfristige Beschäftigung, personalpolitische Konzepte und Beschäftigungsentwicklung. In: Ökonomie und Gesellschaft, Jahrbuch Nr. 15, Unternehmungsverhalten und Arbeitslosigkeit, Frankfurt/New York: Campus, S. 180–215.
- GERLACH, K.; STEPHAN, G. (1999): Betriebsinterne Arbeitsmärkte und die qualifikatorische Lohn- und Beschäftigungsstruktur: Zum Stand der Diskussion. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 219, Nr. 1+2, S. 32–47.
- GOLD, M. (1999): Innerbetriebliche Einflüsse auf die Beschäftigungsanpassung - Eine empirische Analyse mit den Daten des Hannoveraner Firmenpanels. In: Belman, L.; Kohaut, S.; Lahner, M. (Hrsg.): Zur Entwicklung von Lohn und Beschäftigung auf der Basis von Betriebs- und Unternehmensdaten, Nr. 220 in Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, S. 99–122.
- GOTTSCHALK, P.; SMEEDING, T. M. (1997): Cross-national comparisons of earnings and income inequality. In: Journal of Economic Literature, Bd. 35, Nr. 2,

- S. 633–687.
- GOULDNER, A. (1954): Patterns of industrial bureaucracy. New York: Free Press.
- GRILICHES, Z. (1969): Capital-skill complementarity. In: Review of Economics and Statistics, Bd. 51, S. 465–468.
- HAMERMESH, D. S. (1993): Labor Demand. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- HAMILTON, B.; NICKERSON, J.; OWAN, H. (2003): Team incentives and worker heterogeneity: an empirical analysis of the impact of teams on production and participation. In: Journal of Political Economy, Bd. 116, Nr. 3, S. 465–467.
- HANDEL, M. J.; GITTLEMAN, M. (2004): Is there a wage payoff to innovative work practices? In: Industrial Relations, Bd. 43, Nr. 1, S. 67–97.
- HASSEL, A. (2002): The erosion continues. In: British Journal of Industrial Relations, Bd. 40, Nr. 2, S. 309–317.
- HASSEL, A. (1999): The erosion of the German system of industrial relations. In: British Journal of Industrial Relations, Bd. 37, Nr. 3, S. 483–505.
- HAUSMANN, J.; TAYLOR, W. (1981): Panel data and unobservable individual effects. In: Econometrica, Bd. 49, S. 1377–1398.
- HÜBLER, O. (2005a): Betriebliche Vereinbarungen zur Beschäftigungs- und Standortssicherung. In: Bellmann, L.; Hübler, O.; Stephan, G. (Hrsg.): Institutionen, Löhne und Beschäftigung, Nr. 294 in Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, S. 157–173.
- HÜBLER, O. (2005b): Sind betriebliche Bündnisse für Arbeit erfolgreich? In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 225, Nr. 6, S. 630–652.
- HÜBLER, O. (1989): Ökonometrie. Stuttgart, New York: Fischer.
- HÜBLER, O.; JIRJAHN, U. (2003): Works Councils and Collective Bargaining in Germany: the impact on productivity and wages. In: Scottish Journal of Political Economy, Bd. 50, Nr. 4, S. 471–491.
- HÜBLER, O.; JIRJAHN, U. (2002): Arbeitsproduktivität, Reorganisationsmaßnahmen und Betriebsräte. In: Bellmann, L.; Kölling, A. (Hrsg.): Betrieblicher Wandel und Fachkräftebedarf, Nr. 257 in Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, S. 1–45.
- HÜBLER, O.; KÖNIG, A. (1999): Betriebliche Weiterbildung, Mobilität und Beschäftigungsdynamik. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 219, Nr. 1/2, S. 165–193.
- HEINBACH, W. D. (2007): Wages in wage-setting regimes with opening clauses. In:

- Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv, Bd. 1, S. 233–245.
- HOLMSTRÖM, B.; ROBERTS, J. (1998): The boundaries of the firm revisited. In: *The Journal of Economic Perspectives*, Bd. 12, Nr. 4, S. 73–94.
- HUJER, R.; CALIENDO, M.; RADIĆ, D. (2002): Skill biased technological and organizational change: estimating a mixed simultaneous model using the IAB Establishment Panel. IZA Discussion Paper No. 566, Institute for the Study of Labor/Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- HUSELID, M. A. (1996): Methodical issues in cross-sectional and panel estimates of the human resource-firm performance link. In: *Industrial Relations*, Bd. 35, Nr. 3, S. 400–422.
- HYMAN, R. (1997): The future of employee representation. In: *British Journal of Industrial Relations*, Bd. 35, Nr. 3, S. 309–336.
- ICHNIEWSKI, C.; KOCHAN, T.; LEVINE, D.; OLSON, C.; STRAUSS, G. (1996): What works at work: overview and assessment. In: *Industrial Relations*, Bd. 35, Nr. 3, S. 299–333.
- ICHNIEWSKI, C.; SHAW, K. (2003): Beyond incentive pay: insiders' estimates of the value of complementary human resource management practices. In: *Journal of Economic Perspectives*, Bd. 17, Nr. 1, S. 155–180.
- ICHNIEWSKI, C.; SHAW, K.; PRENNUSHI, G. (1997): The effects of human resource management practices on productivity: a study of steel finishing lines. In: *American Economic Review*, Bd. 87, S. 291–313.
- ITOH, H. (1994): Job design, delegation and cooperation: a principal-agent analysis. In: *European Economic Review*, Bd. 38, Nr. 3-4, S. 691–700.
- JANN, B. (2008): The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. In: *The STATA Journal*, Bd. 8, Nr. 4, S. 453–479.
- JIRJAHN, U. (2010a): *Ökonomische Wirkungen der Mitbestimmung in Deutschland: ein Update*. Arbeitspapier 186, Hans-Böckler-Stiftung, Düsseldorf.
- JIRJAHN, U. (2010b): Works councils and employment growth in German establishments. In: *Cambridge Journal of Economics*, Bd. 34, S. 475–500.
- JIRJAHN, U. (2009): The introduction of works councils in German establishments - rent seeking or rent protection. In: *British Journal of Industrial Relations*, Bd. 47, Nr. 3, S. 521–545.
- JIRJAHN, U. (2008a): Betriebsräte und Beschäftigungswachstum: Spielt die Spezifikation der Betriebsgröße eine Rolle für den geschätzten Zusammenhang? In: *Industrielle Beziehungen*, Bd. 15, Nr. 3, S. 279–291.
- JIRJAHN, U. (2008b): Betriebsräte und Beschäftigungswachstum: Spielt die Spe-

- zifikation der Betriebsgröße eine Rolle für den geschätzten Zusammenhang? In: Industrielle Beziehungen, Bd. 15, Nr. 3, S. 279–291.
- JIRJAHN, U. (2006): Ökonomische Wirkungen der Mitbestimmung in Deutschland. Überblick über den Stand der Forschung und Perspektiven für zukünftige Studien. In: Sozialer Fortschritt, Bd. 55, Nr. 9, S. 215–226.
- JIRJAHN, U. (1998): Effizienzwirkungen von Erfolgsbeteiligung und Partizipation: Eine mikroökonomische Analyse. Frankfurt/Main, New York: Campus Verlag.
- JIRJAHN, U.; SMITH, S. C. (2006): What factors lead management to support or to oppose employee participation - with and without works councils? Hypotheses and evidence from Germany. In: Industrial Relations, Bd. 45, Nr. 4, S. 650–680.
- JOST, P.-J. (2001): Der Transaktionskostenansatz im Unternehmenskontext. In: Jost, P.-J. (Hrsg.): Der Transaktionskostenansatz in der Betriebswirtschaftslehre, Stuttgart: Schäffer-Poeschel, S. 9–33.
- JOST, P.-J.; WEBERS, S. (2001): Humankapitalinvestitionen und die Delegation von Entscheidungen. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Bd. 71, Nr. 2, S. 183–201.
- JÜRGES, H.; SCHNEIDER, K. (2006): Dynamische Lohneffekte beruflicher Weiterbildung. Eine Längsschnittanalyse mit den Daten des SOEP. In: Weiß, M. (Hrsg.): Evidenzbasierte Bildungspolitik: Beiträge der Bildungsökonomie, Bd. 313 von Schriften des Vereins für Sozialpolitik, Berlin: Duncker & Humblot, S. 131–149.
- JUHN, C.; MURPHY, K. M.; PIERCE, B. (1993): Wage inequality and the rise in returns to skill. In: Journal of Political Economy, Bd. 101, Nr. 3, S. 410–442.
- JUNG, S.; SCHNABEL, C. (2009): Paying more than necessary: the wage cushion in Germany. IZA Discussion Paper No. 4728, Institute for the Study of Labor/Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- KATZ, L. F.; MURPHY, K. M. (1992): Changes in the relative wages, 1963-1987: supply and demand factors. In: The Quarterly Journal of Economics, Bd. 107, Nr. 1, S. 34–78.
- KERSLEY, B.; ALPIN, C.; FORTH, J.; BRYSON, A.; BEWLEY, H.; DIX, G.; OXENBRIDGE, S. (2006): Inside the Workplace: Findings from the 2004 Establishment Employment Relations Survey. London: Routledge.
- KLIKAUER, T. (2002): Stability in Germany's industrial relations: a critique on Hassel's erosion thesis. In: British Journal of Industrial Relations, Bd. 40, Nr. 2, S. 295–308.
- KÖLLING, A. (1998): Anpassungen auf dem Arbeitsmarkt: Eine Analyse der dynamischen Arbeitsnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland. Nr. 217 in Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt-

und Berufsforschung.

- KÖLLING, A.; MÖLLER, I. (2002): Betriebliche Determinanten innovativer 'work practices' und ihre Auswirkungen auf die Beschäftigtenstruktur. In: Bellmann, L.; Kölling, A. (Hrsg.): Betriebliche Reorganisation und Fachkräftebedarf, Nr. 257 in Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, S. 173–198.
- KÖLLING, A.; SCHANK, T. (2002): Skill-biased technological change, international trade and the wage structure. Discussion Paper No. 14, Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg.
- KOHAUT, S.; ELLGUTH, P. (2008): Neu gegründete Betriebe sind seltener tarifgebunden. IAB-Kurzbericht 16/2008, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- KOHAUT, S.; SCHNABEL, C. (2006): Tarifliche Öffnungsklauseln: Verbreitung, Inanspruchnahme und Bedeutung. Discussion Paper No. 41, Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg.
- KOHAUT, S.; SCHNABEL, C. (2003a): Tarifverträge - nein danke? Ausmaß und Einflussfaktoren der Tarifbindung west- und ostdeutscher Betriebe. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 223, S. 312–333.
- KOHAUT, S.; SCHNABEL, C. (2003b): Zur Erosion des Flächentarifvertrags: Ausmaß, Einflussfaktoren und Gegenmaßnahmen. In: Industrielle Beziehungen, Bd. 10, Nr. 2, S. 193–219.
- KOHAUT, S.; SCHNABEL, C. (2001): Tarifverträge - nein danke? Einflussfaktoren der Tarifbindung west- und ostdeutscher Betriebe. Discussion Paper No. 8, Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg.
- KRAFT, K.; LANG, J. (2008): The Causes and Consequences of Adopting a Works Council. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 228, S. 287–307.
- KREMER, M.; MASKIN, E. (1996): Wage inequality and segregation by skill. Working Paper No. 5718, National Bureau of Economic Research.
- KRÄKEL, M. (2007): Organisation und Management. Tübingen: Mohr Siebeck, 3. Aufl..
- KRÄKEL, M. (1999): Organisation und Management. Tübingen: Mohr Siebeck.
- KRUGMAN, P. R. (1994): Past and Prospect Causes of High Unemployment. In: Economic Review, Bd. 79, Nr. 4, S. 23–43.
- KRUSELL, P.; OHANIAN, L. E.; RIOS-RULL, J.-V.; VIOLANTE, G. L. (2000): Capital-skill complementarity and inequality: a macroeconomic analysis. In: Econometrica, Bd. 68, Nr. 5, S. 1029–2053.

- KUMAR, P. (2002): Information, organizational structure and firm strategy. In: Augier, M.; March, J. G. (Hrsg.): *The Economics of Choice, Change and Organization: Essays in Memory of Richard M. Cyert*, Cheltenham, Northampton: Edward Elgar.
- LAZEAR, E. P. (1995): *Personnel Economics*. Cambridge, M.A.: MIT.
- LEI, D.; HITT, M. A.; GOLDHAR, J. D. (1996): Advanced manufacturing technology: organizational design and strategic flexibility. In: *Organization Studies*, Bd. 17, Nr. 3, S. 501–523.
- LEONARD, J. S. (1992): Unions and Employment Growth. In: *Industrial Relations*, Bd. 31, S. 80–94.
- LEVINE, D.; TYSON, L. D. (1990): Participation, productivity. and the firm's environment. In: Blinder, A. (Hrsg.): *Paying for Productivity: A Look at the Evidence*, Washington, D.C.: Brookings Institution, S. 183–241.
- LINDBECK, A.; SNOWER, D. (1998): *The Insider-Outsider Theory*. Cambridge: MIT Press.
- LINDBECK, A.; SNOWER, D. J. (2000): Multitask learning and the reorganisation of work: from tayloristic to holistic organizations. In: *Journal of Labor Economics*, Bd. 18, Nr. 3, S. 353–376.
- LINDBECK, A.; SNOWER, D. J. (1996): Reorganization of firms and labor-market inequality. In: *AEA Papers and Proceedings*, Bd. 86, S. 315–321.
- LITTLE, R. J.; RUBIN, D. R. (1987): *Statistical Analysis with Missing Data*. New York: Wiley.
- LONG, R. J. (1993): The impact of unionization on employment growth of Canadian companies. In: *Industrial and Labor Relations Review*, Bd. 46, S. 691–701.
- LUTZ, B.; SENGENBERGER, W. (1974): *Arbeitsmarktstrukturen und öffentliche Arbeitsmarktpolitik. Eine kritische Analyse von Zielen und Instrumenten*. Göttingen: KSPW.
- MACDUFFIE, J. P. (1995): Human resource bundles and manufacturing performance: flexible production systems in the world auto industry. In: *Industrial and Labor Relations Review*, Bd. 48, Nr. 2, S. 197–221.
- MACHIN, S. (2000): Union decline in Britain. In: *British Journal of Industrial Relations*, Bd. 38, Nr. 4, S. 631–664.
- MACHIN, S.; VAN REENEN, J. (1998): Technology and changes in skill structure: evidence from seven OECD countries. In: *The Quarterly Journal of Economics*, Bd. 113, Nr. 4, S. 1215–1244.
- MACHIN, S.; WADHWANI, S. (1991): The effects of unions on organizational change



- and employment. In: *Economic Journal*, Bd. 101, Nr. 3, S. 835–854.
- MASSA-WIRTH, H.; NIECHOJ, T. (2004): Supranational coordination national fragmentation: interplay of European economic policy and firm-level pacts in Germany. Tech. Rep., Das Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Institut (WSI) der Hans-Böckler-Stiftung, Düsseldorf.
- MENEZES-FILHO, N. A. (1997): Unions and profitability over the 1980s: some evidence on union-firm bargaining in the United-Kingdom. In: *Economic Journal*, Bd. 107, Nr. 442, S. 651–670.
- MEYER, W.; PFEIFFER, C. (2005): Flexiblere Anpassungen mit befristeten Beschäftigungsverhältnissen? Eine empirische Analyse mit Firmendaten für Niedersachsen. In: Bellmann, L.; Meyer, W.; Stephan, G. (Hrsg.): *Institutionen, Löhne und Beschäftigung*, Nr. 294 in *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, S. 175–188.
- MICHELINI, R. C.; ACACCIA, G. M.; CALLEGARI, M.; MOLFINO, R. M. (1994): Flexible manufacturing by integrated control and management. In: Zaremba, M. B.; Prasad, B. (Hrsg.): *Modern Manufacturing - Information Control and Technology*, London u.a.: Springer Verlag, S. 225–252.
- MICHIE, J.; SHEEHAN, M. (2001): Labour market flexibility, human resource management and corporate performance. In: *British Journal of Management*, Bd. 12, Nr. 4, S. 287–306.
- MILGROM, . P.; QIAN, Y.; ROBERTS, J. (1991): Complementarities, momentum, and the evolution of modern manufacturing. In: *AEA Papers and Proceedings*, Bd. 81, S. 84–88.
- MILGROM, P.; ROBERTS, J. (1990): The economics of modern manufacturing. In: *American Economic Review*, Bd. 80, Nr. 3, S. 511–528.
- MILLWARD, N.; BRYSON, A.; FORTH, J. (2000): *All Change at Work? British Employment Relations 1980-1998*. London: Routledge.
- MILLWARD, N.; FORTH, J. (2004): High involvement management and pay in Britain. In: *Industrial Relations*, Bd. 43, Nr. 1, S. 98–119.
- MINCER, J. (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: columbia University Press.
- MOHRENWEISER, J.; MARGINSON, P.; BACKES-GELLNER, U. (2009): What triggers the establishment of a works council? Working Paper 0101, University of Zurich, Institute for Strategy and Business Economics (ISU), Zürich.
- NICKELL, S. J.; WADHWANI, S.; WALL, M. (1992): Productivity growth in United Kingdom companies, 1975-1986. In: *European Economic Review*, Bd. 36, Nr. 2, S. 1055–1085.

- NIENHÜSER, W. (1991): Organisationale Demographie - Darstellung und Kritik eines Forschungsansatzes. In: Die Betriebswirtschaft, Bd. 51, Nr. 6, S. 763–780.
- OAXACA, R. L. (1973): Male-female differentials in urban labor markets. In: International Economic Review, Bd. 14, Nr. 3, S. 693–709.
- OAXACA, R. L.; RANSOM, M. R. (1994): On discrimination and the decomposition of wage differentials. In: Journal of Econometrics, Bd. 61, Nr. 1, S. 5–21.
- OCHEL, W. (2003): Decentralizing wage bargaining in Germany - a way to increase employment? CESifo Working Paper No. 1069, Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München.
- OSTERMAN, P. (2006): the wage effects of high performance work organization in manufacturing. In: Industrial and Labor Relations Review, Bd. 59, Nr. 2, S. 187–204.
- OSTERMAN, P. (2000): Work reorganization in an era of restructuring: trends in diffusion and effects on employee welfare. In: Industrial and Labor Relations Review, Bd. 53, Nr. 2, S. 179–196.
- PANNENBERG, M. (2008): Individuelle Erträge von Weiterbildung in KMUs und Großbetrieben: Evidenz für Westdeutschland. In: Sozialer Fortschritt, Bd. 57, Nr. 2, S. 39–42.
- PANNENBERG, M. (1998): Weiterbildung, Betriebszugehörigkeit und Löhne: Ökonomische Effekte des “Timings” von Investitionen in die berufliche Weiterbildung. In: Pfeiffer, F.; Pohlmeier, W. (Hrsg.): Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg, Bd. 31 von ZEW Wirtschaftsanalysen, Baden-Baden: Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, S. 257–278.
- PANNENBERG, M. (1995): Weiterbildungsaktivitäten und Erwerbsbiographie. Eine empirische Analyse für Deutschland. Campus.
- PAQUÉ, H., K (1998): Internationaler Handel, technischer Fortschritt und Lohndifferenzierung. In: Gahlen, B.; Hesse, H.; Ramser, H. J. (Hrsg.): Verteilungsprobleme der Gegenwart: Diagnose und Therapie, Bd. 27 von Wirtschaftswissenschaftliches Seminar Ottbeuren, Tübingen: Mohr Siebeck, S. 359–379.
- PARKER, M.; SLAUGHTER, J. (1998): Choosing Sides: Unions and Team Concept. A Labor Notes Book, Boston: South End Press.
- PICOT, A.; DIETL, H.; FRANCK, E. (2005): Organisation: Eine ökonomische Perspektive. Stuttgart: Schäffer-Poeschel.
- PIERRARD, O.; SNEESSENS, H. R. (2003): Low-skilled unemployment, biased technological shocks and job competition. IZA Discussion Paper No. 784, Institute for the Study of Labor/Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.

- PIL, F. K.; MACDUFFIE, J. P. (1996): The adoption of high performance practices. In: *Industrial Relations*, Bd. 35, Nr. 3, S. 423–455.
- PIVA, M.; SANTARELLI, E.; VIVARELLI, M. (2004): Technological and organizational changes as determinants of the skill bias. Discussionpaper on Entrepreneurship, Growth and Public Policy 0304, Max Planck Institute of Economics, Entrepreneurship, Growth and Public Policy Group, Jena.
- PIVA, M.; SANTARELLI, E.; VIVARELLI, M. (2003): The skill bias effect of technological and organizational change: evidence and policy implications. IZA Discussion Paper No. 934, Institute for the Study of Labor/Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- RADNER, R. (1993): The Organization of Decentralized Information Processing. In: *Econometrica*, Bd. 61, Nr. 5, S. 1109–1146.
- RAMSAY, H.; SCHOLARIUS, D.; HARLEY, B. (2000): Employees and high-performance systems: testing inside the black box. In: *British Journal of Industrial Relations*, Bd. 38, Nr. 4, S. 501–531.
- REHDER, B. (2003): *Betriebliche Bündnisse für Arbeit in Deutschland. Mitbestimmung und Flächentarif im Wandel*. Frankfurt (Main): Campus Verlag.
- SCHAFFER, J. L. (2002): *Analysis of incomplete data*. London: Chapman and Hall.
- SCHMIDT, W.; DWORSCHACK, B. (2006): Pay developments in Britain and Germany: collective bargaining, ‘benchmarking’ and ‘mimetic wages’. In: *European Journal of Industrial Relations*, Bd. 12, Nr. 1, S. 89–109.
- SCHNABEL, C.; WAGNER, J. (2007): The persistent decline in unionization in western and eastern Germany, 1980-2004: what can we learn from a decomposition analysis? In: *Industrielle Beziehungen*, Bd. 14, Nr. 2, S. 118–132.
- SCHNABEL, C.; WAGNER, J. (2006): Who are the workers who never joined a union? Empirical evidence from western and eastern Germany. In: *Industrielle Beziehungen*, Bd. 13, Nr. 2, S. 119–131.
- SCHNABEL, C.; ZAGELMEYER, S.; KOHAUT, S. (2006): Collective bargaining structure and its determinants: an empirical analysis with British and German establishment data. In: *European Journal of Industrial Relations*, Bd. 12, Nr. 2, S. 165–188.
- SCHNEIDER, L. (2007): Zu alt für einen Wechsel? Zum Zusammenhang von Alter, Lohndifferentialen und betrieblicher Mobilität. In: *Sozialer Fortschritt*, Bd. 56, Nr. 7/8, S. 180–186.
- SCHROEDER, H.; SCHIEL, S.; AUST, F. (2004): Nichtteilnahme an beruflicher Weiterbildung : Motive, Beweggründe, Hindernisse. Bd. 5 von Schriftenreihe der Expertenkommission Finanzierung Lebenslangen Lernens.

- SEIFERT, H.; MASSA-WIRTH, H. (2005): Pacts for employment and competitiveness in Germany. In: *Industrial Relations Journal*, Bd. 36, Nr. 3, S. 217–240.
- SENGENBERGER, W. (1987): *Struktur und Funktionsweise von Arbeitsmärkten. Die Bundesrepublik Deutschland im Vergleich*. Frankfurt (Main): Campus.
- SILVIA, S. J.; SCHROEDER, W. (2007): Why are German employers' associations declining? Arguments and evidence. In: *Comparative Political Studies*, Bd. 40, Nr. 12, S. 1433–1459.
- STEPHAN, G. (2001): *Firmenlohndifferenziale: Eine Analyse für die Bundesrepublik Deutschland*, Bd. 13 von *Studien zur Arbeitsmarktforschung*. Frankfurt (Main): Campus.
- STRUCK, O. (2005): *Betrieb und Arbeitsmarkt*. In: Abraham, M.; Hinz, T. (Hrsg.): *Arbeitsmarktsoziologie. Probleme, Theorien, empirische Befunde*, Wiesbaden: VS Verlag, S. 169–198.
- THESMAR, D.; THOENIG, M. (2000): Creative Destruction and firm organization choice. In: *The Quarterly Journal of Economics*, Bd. 115, Nr. 4, S. 1201–1237.
- TRAXLER, F. (2004): Employer associations, institutions and economic change: a crossnational comparison. In: *Industrielle Beziehungen*, Bd. 11, Nr. 1+2, S. 42–60.
- VISSER, J. (2006): union membership in 24 countries. In: *Monthly Labor Review*, Bd. 129, Nr. 1, S. 38–49.
- VISSER, J. (2003): Unions and unionism around the world. In: Addison, J. T.; Schnabel, C. (Hrsg.): *International Handbook of Trade Unions*, Cheltenham: Edward Elgar, S. 366–413.
- WALSWORTH, S. (2010): Unions and Employment Growth: the Canadian Experience. In: *Industrial Relations*, Bd. 49, Nr. 1, S. 142–156.
- WEVER, K. S. (1994): Learning from works councils: five unspectacular cases from Germany. In: *Industrial Relations* 33, Bd. 33, Nr. 4, S. 467–488.
- WHITFIELD, K. (2000): High performance workplace practices, training and the distribution of skills. In: *Industrial Relations*, Bd. 39, Nr. 1, S. 1–25.
- WICHERT, I. (2002): job insecurity and work intensification: the effects on health and well-being. In: Burchell, B.; Lapido, D.; Wilkinson, F. (Hrsg.): *Job Security and Work Intensification*, London, New York: Routledge, S. 91–111.
- WILKENS, I.; LEBER, U. (2003): Partizipation an beruflicher Weiterbildung - Empirische Ergebnisse auf Basis des Sozio-Ökonomischen Panels. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Bd. 36, Nr. 3, S. 329–337.
- WILLIAMSON, O. E. (1975): *Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Im-*

- plications. New York: Free Press.
- WILLMAN, P.; BRYSON, A. (2009): Accounting for collective action: resource acquisition and mobilization in British unions. In: *Advances in Industrial and Labor Relations*, Bd. 16, S. 23–50.
- WILLMAN, P.; BRYSON, A.; GOMEZ, R. (2007): The long goodbye: new establishments and the fail of union voice in Britain. In: *International Journal of Human Resource Management*, Bd. 18, Nr. 7, S. 1318–1334.
- WILLMAN, P.; GOMEZ, R.; BRYSON, A. (2009): Voice at the workplace: where do we find it, why is it there, and where is it going? In: Brown, W.; Bryson, A.; Forth, J.; Whitfield, K. (Hrsg.): *The Evolution of the Modern Workplace*, Cambridge: Cambridge University Press, S. 22–47.
- WINDMEIJER, F. (2005): A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. In: *Journal of Econometrics*, Bd. 126, S. 25–51.
- WINDZIO, M. (2004): Flexibilisierung der Beschäftigung durch Gründungen und Auflösungen von Organisationen. Der Ansatz der Organisationsökologie. In: Köhler, C.; Struck, O. (Hrsg.): *Beschäftigungsstabilität im Wandel? Empirische Befunde und theoretische Erklärungen*, München: Hampp, S. 181–198.
- WOODEN, M.; HAWKE, A. (2001): Unions and employment growth. In: *Industrial Relations*, Bd. 39, Nr. 1, S. 88–107.
- ZWICK, T. (2004): Weiterbildungsintensität und betriebliche Produktivität. In: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, Bd. 74, Nr. 7, S. 651–668.
- ZWICK, T. (2003): Works councils and the productivity impact of direct employee participation. ZEW Discussion Paper No. 03-47, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.



## A Anhang zu Kapitel 2

**Tabelle A.1**  
Deskriptive Statistiken

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	N	MW	StA	N	MW	StA
log. Anzahl aller Beschäftigten	2608	3,795	2,143	2116	3,154	1,712
log. Anzahl aller soz.-vers.-pflichtigen Beschäftigten	2608	3,408	2,378	2116	2,847	1,879
log. Anzahl aller Un- und Angelernten	2608	1,909	2,071	2116	0,626	1,040
log. Anzahl aller qualifizierten Beschäftigten	2608	3,352	2,14	2116	2,938	1,703
log. Geschäftsvolumen	2608	15,43	2,581	2116	14,41	2,123
Umsatzerwartungen	2608	2,025	0,735	2116	1,952	0,698
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	2608	6,159	3,645	2116	6,016	3,822
log. Lohnsumme pro Beschäftigten	2608	4,281	0,415	2116	3,988	0,368
log. Lohnsumme pro Un- und Angelernten	1570	0,387	0,558	761	0,726	0,612
log. Lohnsumme pro qual. Beschäftigten	2567	3,592	1,523	2099	3,715	0,792
Anteil Un- und Angelernter	2608	15,245	20,917	2116	4,225	13,583
Anteil qualifizierter Beschäftigter	2608	82,24	21,954	2116	93,773	15,386
Anteil Frauen	2608	10,071	25,27	2116	11,59	25,215
Anteil Teilzeitbeschäftigte	2608	12,352	23,734	2116	7,960	20,244
Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien	2608	0,594	0,491	2116	0,209	0,407
Investitionen in Produktionsanlagen	2608	0,576	0,494	2116	0,561	0,496
Betriebsgründung vor 1990	2608	0,760	0,427	2116	0,372	0,484
Kapitalgesellschaft	2608	0,082	0,274	2116	0,020	0,140
Exportanteil am Geschäftsvolumen	2608	14,340	24,833	2116	4,872	15,457
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme <sup>1</sup>	2608	0,545	0,498	2116	0,498	0,500
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme <sup>2</sup>	2608	0,572	0,281	2116	0,517	0,241
Arbeitsstrukturveränderungen <sup>1</sup>	2608	0,392	0,488	2116	0,253	0,435
Arbeitsstrukturveränderungen <sup>2</sup>	2608	0,400	0,286	2116	0,283	0,225
Produktionsstrukturveränderungen <sup>1</sup>	2608	0,424	0,494	2116	0,416	0,493
Produktionsstrukturveränderungen <sup>2</sup>	2608	0,465	0,256	2116	0,433	0,218
Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme <sup>3</sup>	2608	1089,978	996,391	2116	996,678	1000,691
Arbeitsstrukturveränderungen <sup>3</sup>	2608	784,680	976,907	2116	506,813	870,356
Reorganisation von Abteilungen <sup>3</sup>	2608	572,997	904,585	2116	339,478	751,196
Verlagerung von Verantwortung <sup>3</sup>	2608	401,834	801,519	2116	208,001	610,769
Gruppenarbeit <sup>3</sup>	2608	233,881	642,799	2116	122,907	480,504
Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung <sup>3</sup>	2608	182,517	576,066	2116	104,003	444,241
Produktionsstrukturveränderungen <sup>3</sup>	2608	849,126	988,956	2116	833,092	986,601
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen <sup>3</sup>	2608	333,64	745,843	2116	166,401	552,590

*Fortsetzung auf der nächsten Seite!*



Tabelle A.1: Fortsetzung

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	N	MW	StA	N	MW	StA
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung <sup>3</sup>	2608	143,418	516,137	2116	198,569	598,867
Neugestaltung der Beschaffungs-/Vertriebswege <sup>3</sup>	2608	389,636	792,357	2116	297,870	712,412
Verbesserungen der Qualitätssicherung <sup>3</sup>	2608	684,198	949,164	2116	706,387	298,087

<sup>1</sup>Dummy-Variable. <sup>2</sup>Wahrscheinlichkeit. <sup>3</sup>Variable generiert in Anlehnung an Nickell/Wadhvani/Wall (1992). N: Anzahl der Beobachtungen; MW: Mittelwert; StA: Standardabweichung. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Längsschnitt); eigene Berechnungen.

**Tabelle A.2**  
**Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme (Westdeutschland: 1996 bis 2004)**

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
logarithmiertes Geschäftsvolumen	0,191*** (0,064)	0,143** (0,063)	0,138** (0,067)	0,099 (0,068)	0,011 (0,040)	0,01 (0,038)	0,032 (0,046)	0,041 (0,040)	-0,027 (0,046)
Umsatzerwartungen	0,074 (0,065)	0,092 (0,064)	0,122* (0,065)	-0,016 (0,063)	0,037 (0,043)	0,085** (0,039)	-0,037 (0,045)	-0,008 (0,039)	0,054 (0,045)
log. Investitionssumme pro Beschäftigten	0,019 (0,016)	0,041*** (0,014)	-0,003 (0,015)	0,037*** (0,015)	0,064*** (0,009)	0,100 (0,008)	0,022*** (0,009)	0,036*** (0,008)	0,033 (0,024)
Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien	0,284*** (0,103)	0,394*** (0,105)	0,448*** (0,111)	0,157 (0,104)	0,202*** (0,071)	0,411*** (0,067)	0,185** (0,073)	0,312*** (0,066)	0,355*** (0,073)
Investitionen in Produktionsanlagen	0,101 (0,112)	0,059 (0,103)	0,17 (0,114)	-0,049 (0,104)	0,015 (0,070)	0,120* (0,066)	0,177** (0,074)	0,044 (0,066)	0,093 (0,074)
log. Anzahl aller Beschäftigten	0,115 (0,078)	0,131* (0,075)	0,100 (0,080)	0,215*** (0,078)	0,247*** (0,048)	0,232*** (0,047)	0,259*** (0,054)	0,210*** (0,048)	0,288*** (0,057)
Exportanteil am Geschäftsvolumen	0,007* (0,004)	0,006* (0,003)	0,008** (0,003)	0,00 (0,003)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)
Betriebsgründung vor 1990	-0,288*** (0,075)	-0,291*** (0,110)	-0,104 (0,122)	-0,365*** (0,128)	-0,266*** (0,078)	-0,150** (0,070)	-0,146* (0,079)	-0,168** (0,067)	-0,299*** (0,078)
Kapitalgesellschaft	0,000 (0,002)	0,408 (0,255)	0,405 (0,297)	0,218 (0,217)	0,317** (0,156)	0,154 (0,144)	-0,167 (0,166)	0,001 (0,149)	0,048 (0,154)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,005*** (0,002)	-0,001 (0,217)	0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,002)
Anteil Frauen	0,000 (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,004** (0,002)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,001 (0,003)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,000 (0,001)	0,001 (0,002)
Konstante	-3,687*** (0,864)	-2,990*** (0,853)	-3,191*** (0,934)	-2,739*** (0,902)	-1,648*** (0,557)	-1,350*** (0,542)	-1,653*** (0,599)	-1,792*** (0,527)	-0,84 (0,581)
Wald-Test $\chi^2$	292,81***	337,63***	265,90***	275,13***	525,91***	626,05***	460,28***	572,88***	371,11***
Pseudo $R^2$	0,283	0,319	0,267	0,241	0,202	0,208	0,206	0,204	0,175
Anzahl Betriebe	1021	1088	970	1016	2347	2596	2026	2545	1992

*Anmerkung: Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\* 1%-Niveau.  
Dummies für den Wirtschaftszweig sind als Kontrollvariablen enthalten. Quelle: BIH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Querschnitte); eigene Berechnungen.*

**Tabelle A.3**  
Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung von Arbeitsstrukturveränderungen (Westdeutschland: 1996 bis 2004)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
logarithmiertes Geschäftsvolumen	0,293*** (0,064)	0,189*** (0,060)	0,193*** (0,065)	0,095 (0,070)	0,021 (0,041)	0,028 (0,038)	0,043 (0,049)	0,063 (0,043)	0,019 (0,047)
Umsatzerwartungen	-0,009 (0,062)	0,039 (0,063)	0,175*** (0,066)	0,031 (0,063)	0,099** (0,044)	0,048 (0,039)	-0,045 (0,046)	-0,053 (0,041)	0,037 (0,045)
logarithmierte Investitionssumme pro Beschäftigten	0,035** (0,016)	0,034** (0,015)	-0,007 (0,015)	0,039** (0,016)	0,048*** (0,010)	0,007 (0,008)	0,020** (0,010)	0,033*** (0,009)	0,023 (0,024)
Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien	0,287*** (0,097)	0,337*** (0,100)	0,660*** (0,106)	0,084 (0,106)	0,232*** (0,072)	0,473*** (0,069)	0,166** (0,074)	0,241*** (0,066)	0,357*** (0,072)
logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten	0,046 (0,074)	0,122* (0,070)	0,113 (0,076)	0,214*** (0,080)	0,282*** (0,049)	0,258*** (0,046)	0,307*** (0,057)	0,241*** (0,052)	0,268*** (0,056)
Exportanteil am Geschäftsvolumen	0,003 (0,003)	0,004 (0,003)	0,002 (0,003)	0,001 (0,003)	0,002 (0,002)	0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,001 (0,002)
Betriebsgründung vor 1990	-0,416*** (0,128)	-0,243** (0,112)	-0,012 (0,129)	-0,239* (0,132)	-0,318*** (0,080)	-0,199*** (0,072)	-0,045 (0,083)	-0,031 (0,072)	-0,175** (0,077)
Kapitalgesellschaft	0,178 (0,176)	0,526** (0,206)	0,37 (0,235)	0,283 (0,190)	0,223 (0,145)	0,053 (0,133)	0,118 (0,157)	0,031 (0,134)	0,066 (0,137)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	0,005 (0,002)	0,005** (0,002)	0,005** (0,002)	-0,001 (0,002)	0,002 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,002)	0,001 (0,001)	0,003** (0,002)
Anteil Frauen	0,000 (0,003)	-0,003 (0,002)	0,000 (0,003)	-0,005 (0,003)	-0,004** (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,006** (0,003)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,001 (0,003)	-0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)	0,001 (0,002)	0,000 (0,001)	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)
Konstante	-5,870*** (0,856)	-4,466*** (0,816)	-4,790*** (0,913)	-2,881*** (0,918)	-2,360*** (0,572)	-2,143*** (0,536)	-2,489*** (0,621)	-2,816*** (0,559)	-2,235*** (0,593)
Wald-Test $\chi^2$	338,54***	386,10***	313,13***	268,35***	536,11***	587,53***	481,80***	591,49***	384,27***
Pseudo $R^2$	0,297	0,311	0,306	0,239	0,207	0,197	0,208	0,208	0,168
Anzahl Betriebe	1019	1088	970	1016	2347	2593	2039	2555	1992

Anmerkung: Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\* 1%-Niveau. Dummies für den Wirtschaftszweig sind als Kontrollvariablen enthalten. Quelle: ELH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Querschnitte); eigene Berechnungen.

**Tabelle A.4**  
**Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung von Produktionsstrukturveränderungen (Westdeutschland: 1996 bis 2004)**

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
logarithmiertes Geschäftsvolumen	0,142** (0,061)	0,115* (0,063)	0,156** (0,066)	0,043 (0,065)	0,034 (0,039)	0,01 (0,037)	0,043 (0,044)	0,021 (0,039)	5,25E-06 (0,046)
Umsatzerwartungen	0,108* (0,061)	0,078 (0,059)	0,114* (0,062)	0,015 (0,063)	0,083* (0,042)	0,100*** (0,038)	-0,004 (0,044)	0,054 (0,038)	0,103** (0,043)
logarithmierte Investitionssumme pro Beschäftigten	0,010 (0,015)	0,047*** (0,014)	0,015 (0,014)	0,043*** (0,016)	0,060*** (0,009)	0,026*** (0,008)	0,028*** (0,009)	0,039*** (0,008)	0,030 (0,023)
Investitionen in Produktionsanlagen	0,204* (0,107)	0,056 (0,099)	0,354*** (0,107)	0,023 (0,102)	0,105 (0,067)	0,178*** (0,063)	0,174*** (0,071)	0,174*** (0,063)	0,206*** (0,068)
logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten	0,083 (0,072)	0,097 (0,070)	0,020 (0,077)	0,215*** (0,074)	0,158*** (0,047)	0,188*** (0,045)	0,190*** (0,052)	0,171*** (0,047)	0,180*** (0,055)
Exportanteil am Geschäftsvolumen	0,004 (0,003)	0,003 (0,003)	0,003 (0,003)	-0,001 (0,003)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)
Betriebsgründung vor 1990	-0,251** (0,121)	-0,255** (0,109)	-0,062 (0,119)	-0,443*** (0,124)	-0,173** (0,074)	-0,164* (0,129)	-0,205*** (0,078)	-0,211*** (0,066)	-0,254*** (0,076)
Kapitalgesellschaft	0,197 (0,176)	0,248 (0,187)	0,055 (0,207)	0,0182 (0,191)	0,213 (0,138)	0,248* (0,130)	0,017 (0,147)	0,067 (0,135)	-0,047 (0,134)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,002 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,003** (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Anteil Frauen	-0,002 (0,003)	-0,004 (0,002)	-0,004 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,007*** (0,003)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,000 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,003)	0,001 (0,001)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,001)	0,002 (0,002)
Konstante	-3,151*** (0,805)	-2,738*** (0,816)	-3,029*** (0,879)	-2,046** (0,858)	-2,231*** (0,537)	-1,638*** (0,522)	-1,605*** (0,582)	-1,628*** (0,520)	-1,033* (0,570)
Wald-Test $\chi^2$	291,36***	291,50***	247,50***	227,13***	449,15***	514,40***	386,29***	480,87***	261,99***
Pseudo $R^2$	0,241	0,248	0,208	0,198	0,168	0,169	0,154	0,155	0,109
Anzahl Betriebe	1024	1088	970	993	2347	2596	2039	2555	1992

Anmerkung: Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%, \*\* 5% und \*\*\* 1%-Niveau.

Dummies für den Wirtschaftszweig sind als Kontrollvariablen enthalten. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Querschnitte); eigene Berechnungen.

**Tabelle A.5**  
 Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung mindestens einer Reorganisationsmaßnahme (Ostdeutschland: 1996 bis 2004)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
logarithmiertes Geschäftsvolumen	0,205 (0,144)	0,07 (0,085)	0,034 (0,087)	-0,02 (0,079)	0,003 (0,066)	0,077 (0,051)	0,071 (0,058)	-0,029 (0,047)	0,002 (0,056)
Umsatzerwartungen	-0,418*** (0,142)	-0,064 (0,081)	0,140* (0,079)	0,127* (0,071)	0,042 (0,059)	0,143*** (0,050)	0,076 (0,055)	0,096** (0,047)	0,081 (0,059)
logarithmierte Investitionssumme pro Beschäftigten	0,012 (0,034)	0,069*** (0,017)	0,038** (0,018)	0,043*** (0,016)	0,028** (0,013)	0,023** (0,010)	0,027** (0,011)	0,040*** (0,009)	-0,036 (0,029)
Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien	0,003 (0,220)	0,032 (0,132)	0,222* (0,124)	0,026 (0,106)	0,203** (0,093)	0,359*** (0,080)	0,354*** (0,089)	0,223*** (0,078)	0,274*** (0,091)
Investitionen in Produktionsanlagen	0,255 (0,240)	-0,238* (0,137)	0,417*** (0,130)	0,102 (0,111)	0,192** (0,093)	0,018 (0,081)	0,086 (0,091)	0,121 (0,079)	0,217** (0,091)
logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten	0,097 (0,169)	0,269*** (0,103)	0,251** (0,105)	0,283*** (0,099)	0,240*** (0,081)	0,123** (0,061)	0,145** (0,069)	0,250*** (0,057)	0,205*** (0,070)
Exportanteil am Geschäftsvolumen	0,069** (0,033)	0,012 (0,009)	0,015** (0,007)	0,000 (0,004)	0,007** (0,003)	0,002 (0,003)	0,001 (0,003)	0,002 (0,002)	0,003 (0,003)
Betriebsgründung vor 1990	-0,418** (0,213)	-0,433*** (0,149)	-0,301** (0,130)	-0,14 (0,103)	0,074 (0,084)	0,061 (0,074)	0,04 (0,081)	0,025 (0,071)	-0,002 (0,099)
Kapitalgesellschaft	—	-0,452 (0,538)	0,056 (0,502)	0,619 (0,407)	0,022 (0,323)	0,212 (0,243)	-0,164 (0,299)	0,158 (0,242)	0,002 (0,270)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,010 (0,007)	-0,002 (0,003)	-0,006 (0,004)	0,002 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)
Anteil Frauen	0,002 (0,005)	-0,001 (0,002)	0,000 (0,003)	-0,005 (0,003)	-0,003 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,006** (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,002)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,002 (0,006)	0,000 (0,003)	0,000 (0,003)	0,001 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,003)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,003)
Konstante	-1,355 (2,019)	-1,029 (1,161)	-1,258 (1,276)	-1,652 (1,028)	-1,526* (0,848)	-1,824*** (0,700)	-1,815** (0,773)	-1,313** (0,637)	-0,830 (0,745)
Wald-Test $\chi^2$	68,62***	146,48***	171,49***	143,91***	257,43***	311,39***	271,05***	318,89***	176,36***
Pseudo $R^2$	0,261	0,208	0,227	0,158	0,176	0,158	0,164	0,144	0,126
Anzahl Betriebe	238	606	703	856	1246	1606	1356	1797	1201

Anmerkung: Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\* 1%-Niveau. Dummies für den Wirtschaftszweig sind als Kontrollvariablen enthalten. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Querschnitte); eigene Berechnungen.

**Table A.6**  
**Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung von Arbeitsstrukturveränderungen (Ostdeutschland: 1996 bis 2004)**

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
logarithmiertes Geschäftsvolumen	0,226* (0,135)	-0,044 (0,087)	0,137 (0,088)	0,1 (0,089)	0,067 (0,069)	0,216*** (0,057)	0,125** (0,070)	-0,028 (0,054)	0,005 (0,058)
Umsatzerwartungen	-0,096 (0,121)	0,150* (0,082)	0,240*** (0,080)	0,1 (0,077)	0,058 (0,066)	0,053 (0,055)	0,009 (0,061)	0,078 (0,053)	0,087 (0,061)
logarithmierte Investitionssumme pro Beschäftigten	0,074** (0,037)	0,061*** (0,019)	0,002 (0,018)	0,076*** (0,020)	0,039** (0,016)	0,013 (0,011)	0,022* (0,013)	0,035*** (0,011)	0,02 (0,031)
Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien	-0,110 (0,202)	-0,058 (0,130)	0,282** (0,118)	0,104 (0,111)	0,343*** (0,106)	0,400*** (0,088)	0,291*** (0,097)	0,192** (0,083)	0,269*** (0,091)
logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten	0,111 (0,161)	0,407*** (0,104)	0,184** (0,100)	0,187* (0,110)	0,195** (0,083)	0,017 (0,067)	0,156* (0,082)	0,379*** (0,065)	0,292*** (0,073)
Exportanteil am Geschäftsvolumen	-0,015* (0,008)	-0,012** (0,006)	-0,011** (0,005)	0,003 (0,004)	0,006* (0,003)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,003)	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)
Betriebsgründung vor 1990	-0,14 (0,202)	-0,167 (0,139)	-0,048 (0,123)	-0,068 (0,111)	0,033 (0,094)	0,064 (0,082)	-0,015 (0,091)	-0,077 (0,082)	0,009 (0,102)
Kapitalgesellschaft	—	0,298 (0,462)	0,366 (0,404)	-0,176 (0,355)	-0,349 (0,292)	-0,254 (0,220)	0,166 (0,294)	0,118 (0,235)	0,010 (0,261)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	0,001 (0,006)	-0,003 (0,004)	-0,004 (0,003)	0,001 (0,004)	-0,002 (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,004 (0,002)
Anteil Frauen	-0,007 (0,006)	0,002 (0,003)	-0,008** (0,003)	-0,009* (0,005)	-0,004 (0,003)	-0,004** (0,002)	-0,008* (0,005)	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,003)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	-0,004 (0,006)	0,000 (0,003)	0,000 (0,004)	0,001 (0,004)	-0,001 (0,003)	0,000 (0,002)	-0,002 (0,003)	0,001 (0,003)	0,000 (0,003)
Konstante	-4,313** (1,776)	-1,175 (1,145)	-3,149** (1,228)	-3,638*** (1,164)	-3,043*** (0,901)	-4,327*** (0,768)	-3,575*** (0,887)	-2,110*** (0,725)	-2,244*** (0,781)
Wald-Test $\chi^2$	76,20***	156,40***	196,59***	153,23***	265,77***	328,63***	238,30***	365,58***	188,35***
Pseudo $R^2$	0,233	0,213	0,229	0,187	0,196	0,184	0,189	0,208	0,136
Anzahl Betriebe	267	613	703	858	1240	1603	1351	1797	1201

*Anmerkung: Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%, \*\* 5% - und \*\*\* 1%-Niveau.*

*Dummies für den Wirtschaftszweig sind als Kontrollvariablen enthalten. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Querschnitte); eigene Berechnungen.*

**Tabelle A.7**  
Ergebnisse der Probit-Schätzungen zur Einführung von Produktionsstrukturveränderungen (Ostdeutschland: 1996 bis 2004)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
logarithmiertes Geschäftsvolumen	0,409*** (0,150)	0,023 (0,080)	0,055 (0,078)	0,002 (0,078)	0,065 (0,065)	0,066 (0,050)	0,062 (0,058)	-0,053 (0,048)	0,011 (0,055)
Umsatzerwartungen	-0,132 (0,127)	-0,103 (0,079)	0,154** (0,076)	0,118* (0,071)	0,122** (0,058)	0,143*** (0,050)	0,101* (0,055)	0,122** (0,047)	0,100* (0,057)
logarithmierte Investitionssumme pro Beschäftigten	0,023 (0,034)	0,065*** (0,017)	0,020 (0,017)	0,043*** (0,016)	0,032** (0,013)	0,034*** (0,010)	0,032*** (0,011)	0,032*** (0,009)	-0,040 (0,029)
Investitionen in Produktionsanlagen	0,128 (0,223)	-0,241* (0,135)	0,475*** (0,123)	0,057 (0,109)	0,189** (0,091)	0,093 (0,080)	0,097 (0,086)	0,208*** (0,074)	0,273*** (0,085)
logarithmierte Anzahl aller Beschäftigten	-0,089 (0,167)	0,266*** (0,099)	0,231** (0,095)	0,197** (0,097)	0,143* (0,078)	0,136** (0,061)	0,138** (0,070)	0,247*** (0,057)	0,151** (0,069)
Exportanteil am Geschäftsvolumen	-0,005 (0,016)	0,009 (0,006)	0,007 (0,006)	-0,004 (0,004)	0,001 (0,003)	0,004 (0,003)	0,000 (0,003)	0,001 (0,002)	0,000 (0,002)
Betriebsgründung vor 1990	-0,213 (0,204)	-0,387*** (0,143)	-0,233* (0,122)	-0,113 (0,103)	0,066 (0,084)	0,04 (0,074)	0,026 (0,080)	-0,049 (0,071)	0,018 (0,096)
Kapitalgesellschaft	-0,213 (0,204)	0,022 (0,522)	-0,709* (0,411)	0,389 (0,324)	-0,025 (0,292)	0,418* (0,233)	-0,182 (0,292)	0,191 (0,229)	0,232 (0,252)
Anteil qualifizierter Beschäftigter	-0,011* (0,005)	-0,004 (0,003)	-0,005 (0,004)	0,002 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,002 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,002 (0,002)
Anteil Frauen	0,007 (0,005)	-0,001 (0,002)	0,001 (0,003)	-0,007* (0,004)	-0,004 (0,003)	0,001 (0,002)	-0,006*** (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,004 (0,003)
Anteil Teilzeitbeschäftigte	0,001 (0,005)	0,000 (0,002)	0,000 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,003)
Konstante	-5,448*** (2,008)	-0,992 (1,063)	-2,123* (1,113)	-2,402** (1,013)	-2,587*** (0,837)	-2,131*** (0,697)	-1,817** (0,775)	-0,833 (0,650)	-0,819 (0,722)
Wald-Test $\chi^2$	59,00***	134,46***	158,63***	121,10***	204,34***	291,86***	199,70***	264,64***	150,80***
Pseudo $R^2$	0,205	0,187	0,204	0,133	0,145	0,144	0,129	0,122	0,1
Anzahl Betriebe	238	606	703	856	1246	1606	1356	1797	1201

Anmerkung: Standardfehler in Klammern. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem \* 10%-, \*\* 5%- und \*\*\* 1%-Niveau. Dummies für den Wirtschaftszweig sind als Kontrollvariablen enthalten. Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996-2004 (Querschnitte); eigene Berechnungen.





## B Anhang zu Kapitel 3

**Tabelle B.1**  
Deskriptive Statistiken: arithmetisches Mittel ( $\bar{X}$ ) und Standardabweichung ( $S$ )

Beobachtungen Variablenbezeichnung	I 1139508		II 1036784		III 5643	
	$\bar{X}$	$S$	$\bar{X}$	$S$	$\bar{X}$	$S$
log. Tageslohn (imputiert)	4,625	0,331	4,632	0,304	4,691	0,304
log. Tageslohn	4,604	0,274	4,611	0,265	4,648	0,300
Betriebsaustritt: ja/nein	—	—	0,002	0,049	0,278	0,448
Anzahl bisheriger Betriebsaustritte	0,015	0,133	0,014	0,130	0,200	0,549
Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen nach unten: ja/nein	0,510	0,500	0,510	0,500	0,522	0,500
Einführung von Gruppenarbeit oder eigenverantwortlichen Arbeitsgruppen: ja/nein	0,447	0,497	0,447	0,497	0,436	0,496
Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten-/Ergebnisermittlung: ja/nein	0,255	0,436	0,254	0,435	0,259	0,438
Reorganisation von Abteilungen oder Funktionsbereichen: ja/nein	0,763	0,425	0,760	0,427	0,774	0,418
Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung: ja/nein	0,106	0,307	0,108	0,310	0,122	0,327
Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen: ja/nein	0,444	0,497	0,442	0,497	0,390	0,488
Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege bzw. der Kundenbeziehungen: ja/nein	0,495	0,500	0,493	0,500	0,558	0,497
Verbesserung der Qualitätssicherung: ja/nein	0,761	0,427	0,762	0,426	0,776	0,417
Alter	40,648	10,035	40,721	9,747	36,683	8,699
Alter quadriert	17,530	8,309	17,532	8,067	14,213	6,797
Alter kubisch	7,952	5,458	7,919	5,282	5,799	4,214
Betriebszugehörigkeitsdauer	12,223	8,039	12,425	7,941	8,156	6,809
Betriebszugehörigkeitsdauer quadriert	2,140	2,194	2,174	2,183	1,129	1,648
Geschlecht weiblich: ja/nein	0,160	0,367	0,155	0,362	0,154	0,361
Nationalität deutsch ja/nein	0,898	0,302	0,901	0,299	0,934	0,248
Nationalität sonstige EU: ja/nein	0,037	0,188	0,036	0,187	0,026	0,160
Nationalität sonstiges Ausland: ja/nein	0,065	0,247	0,063	0,243	0,040	0,195
Un- und Angelernter: ja/nein	0,196	0,397	0,191	0,393	0,157	0,364
mit Berufsausbildung: ja/nein	0,695	0,461	0,699	0,459	0,561	0,496
(Fach-)Hochschulabschluss: ja/nein	0,109	0,312	0,110	0,313	0,282	0,450
Unqualifizierter Arbeiter: ja/nein	0,362	0,481	0,357	0,479	0,251	0,433
Qualifizierter Arbeiter: ja/nein	0,303	0,460	0,307	0,461	0,209	0,406
Angestellter: ja/nein	0,335	0,472	0,336	0,472	0,541	0,498
Blossfeld-Schema: einfache manuelle Berufe ja/nein	0,325	0,468	0,322	0,467	0,238	0,426
Blossfeld-Schema: qualifizierte manuelle Berufe ja/nein	0,228	0,419	0,229	0,420	0,145	0,352
Blossfeld-Schema: Techniker, Ingenieure ja/nein	0,161	0,368	0,164	0,371	0,277	0,447
Blossfeld-Schema: einfache Dienste ja/nein	0,087	0,282	0,087	0,281	0,058	0,234
Blossfeld-Schema: qualifizierte Dienste ja/nein	0,017	0,131	0,018	0,133	0,018	0,132
Blossfeld-Schema: Semi-Professionen ja/nein	0,006	0,080	0,007	0,080	0,007	0,086
Blossfeld-Schema: Professionen ja/nein	0,006	0,079	0,006	0,077	0,016	0,127

*Fortsetzung auf der nächsten Seite!*

Tabelle B.1: Fortsetzung

Beobachtungen Variablenbezeichnung	I		II		III	
	1139508		1036784		5643	
	$\bar{X}$	$S$	$\bar{X}$	$S$	$\bar{X}$	$S$
Blossfeld-Schema: einfache kaufmännische und Verwaltungsberufe ja/nein	0,039	0,194	0,038	0,191	0,035	0,184
Blossfeld-Schema: qualifizierte kaufmännische und Verwaltungsberufe ja/nein	0,107	0,310	0,107	0,309	0,144	0,352
Blossfeld-Schema: Manager ja/nein	0,022	0,147	0,022	0,147	0,061	0,239
Entlohnung über Tarif: ja/nein	0,839	0,367	0,839	0,367	0,822	0,383
Betriebs-/Personalrat: ja/nein	0,969	0,173	0,970	0,171	0,978	0,145
Haustarifvertrag: ja/nein	0,091	0,287	0,093	0,291	0,074	0,262
Branchentarifvertrag: ja/nein	0,900	0,300	0,897	0,304	0,925	0,264
hoher/sehr hoher technischer Stand der Anlagen: ja/nein	0,845	0,362	0,845	0,362	0,842	0,360
Zunahme der Investitionen ja/nein	0,338	0,473	0,341	0,474	0,339	0,473
Abnahme der Investitionen ja/nein	0,223	0,416	0,215	0,411	0,215	0,411
Geschäftsvolumen (in 1000 Euro)	84,822	117,004	80,494	115,283	86,923	124,459
Exportanteil (in %)	39,668	28,371	39,484	28,280	35,945	29,084
Branche: Grundstoffverarbeitung ja/nein	0,242	0,428	0,243	0,429	0,174	0,379
Branche: Investitionsgüter ja/nein	0,602	0,489	0,603	0,489	0,665	0,472
Branche: Verbrauchsgüter ja/nein	0,030	0,171	0,029	0,169	0,016	0,127
Branche: Baugewerbe ja/nein	0,015	0,120	0,014	0,116	0,009	0,092
Branche: Handel ja/nein	0,031	0,173	0,030	0,170	0,037	0,190
Branche: Verkehr/Nachrichten ja/nein	0,064	0,245	0,066	0,248	0,086	0,281
Branche: Kreditinstitute/Versicherungen ja/nein	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000
Branche: Gaststätten/Heime ja/nein	0,007	0,086	0,007	0,084	0,002	0,050
Branche: Bildungsstätten/Verlage ja/nein	0,001	0,028	0,000	0,019	0,000	0,019
Branche: Gesundheitswesen ja/nein	0,008	0,090	0,008	0,090	0,009	0,096
Jahr 1996 ja/nein	0,131	0,337	0,131	0,337	0,128	0,335
Jahr 1997 ja/nein	0,131	0,337	0,131	0,338	0,145	0,352
Jahr 1998 ja/nein	0,131	0,337	0,131	0,337	0,176	0,381
Jahr 1999 ja/nein	0,131	0,338	0,131	0,337	0,174	0,379
Jahr 2000 ja/nein	0,118	0,323	0,121	0,326	0,138	0,345
Jahr 2001 ja/nein	0,124	0,330	0,124	0,330	0,107	0,309
Jahr 2002 ja/nein	0,120	0,325	0,124	0,329	0,077	0,266
Jahr 2003 ja/nein	0,113	0,317	0,107	0,310	0,055	0,229

Anmerkung: Die deskriptiven Statistiken werden hier für die Stichproben der Lohnschätzung ( $N=1139508$ ), der gepoolten Schätzung der Beschäftigungsstabilität ( $N=1036784$ ) und der Fixed-Effects-Schätzung der Beschäftigungsstabilität ( $N=5643$ ) dargestellt. Quelle: LIAB-BP-BLH 1996-2004; eigene Berechnungen.

**Tabelle B.2**  
Regressionsergebnisse der Kontrollvariablen

	Log. Tageslohn		Betriebsaustritt		
	I	II	III	IV	V
Ergänzende Schätzergebnisse zu	Tabelle 3.1 Spalte V	Tabelle 3.2 Spalte V	Tabelle 3.5 Spalte V	Tabelle 3.7 Spalte II	Tabelle 3.7 Spalte I
Schätzmethode	gepooled, OLS	FE Within	gepooled, Logit-ML	gepooled, Logit-ML	FE Logit-ML
Beobachtungen	1139508	1139508	1036784	5643	5643
Log.Tageslohn (imputiert)	—	—	-0,238* (0,138)	0,000 (0,198)	0,611 (0,713)
mit Berufsausbildung: ja/nein	0,051*** (0,009)	0,064 (0,051)	-0,450*** (0,116)	0,011 (0,116)	-1,550 (1,571)
(Fach-)Hochschulabschluss: ja/nein	0,244*** (0,011)	0,167*** (0,053)	0,026 (0,182)	-0,013 (0,162)	2,091 (4,582)
Geschlecht weiblich: ja/nein	-0,202*** (0,010)	—	-0,181 (0,1459)	-0,162* (0,094)	—
Betriebszugehörigkeitsdauer	0,008*** (0,001)	0,035*** (0,005)	-0,170*** (0,019)	0,010 (0,019)	3,549*** (0,459)
Betriebszugehörigkeitsdauer quadriert	-0,018*** (0,004)	-0,020*** (0,003)	0,392*** (0,102)	-0,113 (0,075)	-0,041 (0,649)
Anzahl bisheriger Betriebsaustritte	—	—	1,263*** (0,130)	-0,966*** (0,093)	-7,668*** (0,458)
Alter	0,062*** (0,005)	—	-0,277*** (0,106)	0,219 (0,163)	—
Alter quadriert	-0,124*** (0,011)	-0,136*** (0,013)	0,587** (0,281)	-0,645 (0,442)	4,142 (3,509)
Alter kubisch	0,084*** (0,008)	0,085*** (0,009)	-0,456* (0,243)	0,615 (0,381)	-4,158 (2,914)
Anzahl der Beschäftigten insgesamt (in 1000)	-0,014 (0,004)	0,169 (0,012)	0,041 (0,033)	-0,208 (0,041)	-1,216*** (0,465)
Entlohnung über Tarif: ja/nein	0,037*** (0,013)	0,003 (0,005)	-0,096 (0,115)	-0,071 (0,196)	-0,166 (0,448)
Betriebs-/Personalrat: ja/nein	0,128*** (0,016)	0,018*** (0,004)	0,826*** (0,202)	0,402 (0,472)	0,851 (1,224)
Haustarifvertrag: ja/nein	-0,013 (0,028)	0,015 (0,011)	0,363 (0,343)	0,394 (0,786)	0,101 (2,066)
Branchentarifvertrag: ja/nein	-0,007 (0,026)	0,005 (0,011)	0,173 (0,243)	0,427 (0,745)	-0,334 (1,970)
Geschäftsvolumen (in 1000 Euro)	0,0004** (0,0002)	0,00001 (0,0001)	-0,001 (0,002)	0,002 (0,002)	-0,0003 (0,006)
Zunahme der Investitionen: ja/nein	0,000 (0,008)	0,005 (0,004)	-0,084 (0,088)	-0,246* (0,135)	-0,408 (0,249)
Abnahme der Investitionen: ja/nein	-0,006 (0,008)	0,004 (0,004)	-0,230** (0,115)	-0,461** (0,195)	-0,767*** (0,290)

*Fortsetzung auf der nächsten Seite!*

Tabelle B.2: Fortsetzung

	Log. Tageslohn		Betriebsaustritt		
	I	II	III	IV	V
Ergänzende Schätzergebnisse zu	Tabelle 3.1 Spalte V	Tabelle 3.2 Spalte V	Tabelle 3.5 Spalte V	Tabelle 3.7 Spalte II	Tabelle 3.7 Spalte I
Schätzmethode	gepoolt, OLS	FE Within	gepoolt, Logit-ML	gepoolt, Logit-ML	FE Logit-ML
Beobachtungen	1139508	1139508	1036784	5643	5643
Exportanteil (in %)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,006** (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,004 (0,013)
hoher/sehr hoher technischer Stand der Anlagen: ja/nein	0,012 (0,011)	0,002 (0,003)	-0,017 (0,125)	-0,086 (0,171)	-0,609 (0,390)
Konstante	3,107*** (0,082)	5,526*** (0,176)	-0,364 (1,488)	-5,705** (2,324)	—

*In Klammern: heteroskedastierobuste Standardfehler. Dummies für Wirtschaftszweig, Jahr, Berufsgruppe, Berufsstatus und Nationalität sind als Kontrollvariablen enthalten. \*) signifikant auf dem 10%-Niveau, \*\*) signifikant auf dem 5%-Niveau, \*\*\*) signifikant auf dem 1%-Niveau. Quelle: LIAB-BP-BLH 1996-2004; eigene Berechnungen.*



## C Anhang zu Kapitel 5

**Table C.1**  
Variable Description and Summary Statistics of the Estimation Sample, Germany

Variable	Type	Mean	S. D.	<i>n</i>
Any type of collective agreement	Dummy	0.685	0.465	1,747
Sectoral (i.e. multi-employer) collective agreement	Dummy	0.583	0.493	1,747
Firm-level collective agreement	Dummy	0.102	0.303	1,747
Introduction of a collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.142	0.349	550
Introduction of a sectoral collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.133	0.34	728
Introduction of a firm-level collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.043	0.202	1,569
Abolition of a collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.19	0.382	1,197
Abolition of a sectoral collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.216	0.412	1,019
Abolition of a firm-level collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.522	0.5	178
Works council presence	Dummy	0.431	0.495	1,747
Introduction of a works council between 1998 and 2004	Dummy	0.038	0.192	994
Abolition of a works council between 1998 and 2004	Dummy	0.076	0.265	753
Establishment size (total number of employees; as of June 30, 1998)	log value	4.093	1.692	1,747
Increasing sales expected	Dummy	0.339	0.474	1,737
High-tech (technology of equipment is high/very high)	Dummy	0.026	0.159	1,745
Delegation (of responsibilities to lower levels during the last 24 months)	Dummy	0.288	0.453	1,731
Team-work (introduction of team-work during the last 24 months)	Dummy	0.224	0.417	1,731
Profit-center (introduction of profit center during the last 24 months)	Dummy	0.156	0.363	1,731
R&D (establishment or another unit within company is engaged in R&D)	Dummy	0.260	0.439	1,744
Skilled workers	Proportion	65.203	26.84	1,746
Female workers	Proportion	35.82	29.226	1,742
Part-time workers	Proportion	13.87	20.966	1,741
Fixed-term contract workers	Proportion	3.929	9.878	1,741
Legal form: individually-owned firm	Dummy	0.198	0.399	1,736
Single establishment (independent company with no other place of business)	Dummy	0.722	0.448	1,744
Age of establishment (founded before 1990)	Dummy	0.539	0.499	1,743
Exports	Proportion	8.541	19.328	1,701
Foreign property (foreign majority ownership [taken from 2004 data])	Dummy	0.083	0.276	1,725
Presence of profit sharing schemes (in 1998)	Dummy	0.157	0.364	1,747
High competition (pressure from competition is "substantial" [in 1998])	Dummy	0.656	0.475	1,747
West Germany (establishment located in western Germany)	Dummy	0.463	0.499	1,747
Industry dummies (32)	Dummy	—	—	1,747



**Table C.2**  
Variable Description and Summary Statistics of the Estimation Sample, Great Britain

Variable	Type	Mean	S. D.	<i>n</i>
Any union recognition	Dummy	0.38	0.486	587
Any type of collective agreement	Dummy	0.341	0.475	577
Sectoral (i.e. multi-employer) collective agreement	Dummy	0.071	0.257	580
Firm-level collective agreement	Dummy	0.271	0.445	587
Introduction of union recognition between 1998 and 2004	Dummy	0.075	0.264	587
Abolition of union recognition between 1998 and 2004	Dummy	0.031	0.173	587
Retention of union recognition between 1998 and 2004	Dummy	0.349	0.477	587
No union recognition between 1998 and 2004	Dummy	0.545	0.498	587
Introduction of a collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.101	0.302	574
Abolition of a collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.124	0.33	574
Retention of a collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.218	0.413	574
No collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.558	0.497	574
Introduction of a sectoral collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.055	0.227	568
Abolition of a sectoral collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.049	0.217	568
Retention of a sectoral collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.021	0.144	568
No sectoral collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.875	0.331	568
Introduction of a firm-level collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.090	0.287	587
Abolition of a firm-level collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.111	0.314	587
Retention of a firm-level collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.16	0.367	587
No firm-level collective agreement between 1998 and 2004	Dummy	0.639	0.481	587
Any joint consultative committee	Dummy	0.521	0.45	587
Introduction of a JCC between 1998 and 2004	Dummy	0.181	0.385	587
Abolition of a JCC between 1998 and 2004	Dummy	0.141	0.349	587
Retention of a JCC between 1998 and 2004	Dummy	0.38	0.486	587
No JCC between 1998 and 2004	Dummy	0.298	0.458	587
Any workplace JCC	Dummy	0.346	0.477	587
Introduction of a workplace JCC between 1998 and 2004	Dummy	0.179	0.384	587
Abolition of a workplace JCC between 1998 and 2004	Dummy	0.119	0.324	587
Retention of a workplace JCC between 1998 and 2004	Dummy	0.227	0.419	587
No workplace JCC between 1998 and 2004	Dummy	0.475	0.5	587
Establishment size (total number of employees)	Log value	4.726	1.212	587
Team-work (60 percent or more of largest occupational group in teams)	Dummy	0.652	0.477	587
Percent female employees	Percent	43.323	26.862	585
Part-time workers	Percent	21.361	27.058	585
Any fixed-term or temporary contract workers	Dummy	0.465	0.499	587
Single establishment (independent company with no other place of business)	Dummy	0.273	0.446	587
Age of establishment (founded before 1990)	Dummy	0.356	0.479	587
Market for main product/service is local	Dummy	0.256	0.437	587
U.K.-owned	Dummy	0.768	0.422	587
Family-owned	Dummy	0.187	0.391	587

*To be continued on the next page!*

**Table C.2:** Continued

Variable	Type	Mean	S. D.	<i>n</i>
Number of contingent pay schemes (share ownership, profit-related pay, deferred profit sharing, individual or group PBR, cash bonuses)	Count (0,5)	1.522	1.220	586
London (establishment located in London)	Dummy	0.135	0.342	587
Industry dummies (10)	Dummy	-	-	587

*Note: Descriptive statistics are for 1998 baseline data, with the exception of switching status in 1998-2004.*

**Table C.3**  
**Number of Employees and Establishments Covered by Collective Agreements and Works Councils in Germany, 1998-2004,**  
**Weighted Data**

Year	Collective agreement status						Totals	
	Sectoral agreement	Firm agreement	No agreement	Works council	Establishments	Employees	Establishments	Employees
1998	469,272 48.90%	13,259,878 62.00%	46,454 4.80%	1,845,006 8.60%	443,245 46.20%	88,162 9.20%	9,680,309 45.30%	21,371,855
1999	453,854 48.20%	12,667,567 60.30%	28,870 3.10%	1,687,144 8.00%	459,346 48.80%	88,850 9.40%	9,648,126 45.90%	21,015,006
2000	422,719 47.40%	11,917,790 57.30%	27,071 3.00%	1,463,513 7.00%	442,239 49.60%	94,024 10.50%	9,429,656 45.30%	20,808,115
2001	400,009 46.50%	11,805,583 57.40%	29,086 3.40%	1,664,439 8.10%	430,685 50.10%	89,922 10.50%	9,536,473 46.40%	20,559,156
2002	395,493 45.00%	11,709,360 56.70%	23,931 2.70%	1,560,952 7.60%	459,054 52.30%	85,579 9.70%	9,545,364 46.20%	20,646,499
2003	377,128 43.20%	11,439,852 55.50%	25,392 2.90%	1,673,711 8.10%	471,057 53.90%	79,948 9.20%	9,310,295 45.10%	20,622,308
2004	350,469 40.40%	10,877,501 53.80%	24,345 2.80%	1,614,867 8.00%	493,661 56.80%	75,084 8.60%	8,834,736 43.70%	20,203,670

Source: IAB Establishment Panel 1998 to 2004, own calculations.

**Table C.4**  
 Number of Employees and Establishments Not Covered by Collective Agreements and Works Councils  
 but Acting upon a Collective Agreement, Germany, 1998-2004, Weighted Data

Year	Acting upon collective agreement					
	Yes	No		Totals		Overall numbers
	Establishments	Employees	Establishments	Employees	Establishments	Employees
1999	205,905 21.90%	3,265,817 15.50%	239,557 25.40%	3,194,755 15.20%	445,462 47.30%	6,460,572 30.70%
2000	215,617 24.20%	3,761,630 18.10%	213,123 23.90%	3,455,910 16.60%	428,740 48.10%	7,217,540 34.70%
2001	192,599 22.40%	3,517,545 17.10%	207,954 24.20%	3,097,784 15.10%	400,553 46.60%	6,615,329 32.20%
2002	210,636 24.00%	3,745,272 18.10%	231,537 26.40%	3,352,851 16.20%	442,173 50.30%	7,098,123 34.40%
2003	232,241 26.60%	3,820,184 18.50%	213,870 24.50%	3,245,989 15.70%	446,111 51.10%	7,066,173 34.30%
2004	218,247 25.10%	3,598,989 17.80%	253,611 29.20%	3,778,227 18.70%	471,858 54.30%	7,377,216 36.50%

Note: Percentage values are based upon the overall number of establishments/employees. Because of missing values, the totals of employers/employees are smaller compared with the total number of uncovered establishments/employees presented in Appendix Table C.3. Source: IAB Establishment Panel 1998 to 2004, own calculations.

**Table C.5**  
**Number of Employees and Establishments Covered by Collective Agreements and Works Councils, Permanent Stayers, Germany, 1998-2004, Weighted Data**

Year	Collective agreement status						Totals			
	Sectoral agreement	Firm agreement	No agreement	Works council	Employees	Establishments				
1998	101,539 55.20%	3,240,623 69.70%	8,219 4.50%	338,041 7.30%	74,263 40.40%	1,067,858 23.00%	17,979 9.80%	2,311,963 49.80%	184,021 184,021	4,646,522 4,646,522
1999	89,075 51.20%	2,947,818 67.40%	4,429 2.50%	236,590 5.40%	80,336 46.20%	1,192,041 27.20%	17,619 10.10%	2,241,176 51.20%	173,840 173,840	4,376,449 4,376,449
2000	66,702 52.20%	2,430,972 68.80%	5,548 4.30%	207,633 5.90%	55,439 43.40%	892,900 25.30%	15,885 12.40%	1,960,510 55.50%	127,689 127,689	3,531,505 3,531,505
2001	56,516 51.00%	2,159,535 66.20%	4,476 4.00%	263,964 8.10%	49,862 45.00%	837,889 25.70%	13,768 12.40%	1,830,756 56.10%	110,854 110,854	3,261,388 3,261,388
2002	57,317 51.60%	2,277,864 68.20%	3,496 3.10%	268,272 8.00%	50,374 45.30%	795,457 23.80%	11,771 10.60%	1,918,925 57.40%	111,187 111,187	3,341,593 3,341,593
2003	53,374 49.60%	2,293,113 67.80%	2,808 2.60%	273,965 8.10%	51,508 47.80%	816,232 24.10%	13,398 12.40%	2,029,893 60.00%	107,690 107,690	3,383,310 3,383,310
2004	48,873 47.10%	1,991,173 66.20%	5,411 5.20%	276,291 9.20%	49,527 47.70%	742,178 24.70%	13,754 13.20%	1,776,610 59.00%	103,811 103,811	3,009,642 3,009,642

Source: IAB Establishment Panel 1998 to 2004, own calculations.

**Table C.6**  
 Number of Employees and Establishments Covered by Collective Agreements and Works Councils, Entrants, Germany, 1998-2004, Weighted Data

Year	Collective agreement status						Totals			
	Sectoral agreement	Firm agreement	Employees	Establishments	No agreement	Works council				
1998	278,072	7,694,051	22,847	1,105,687	251,036	3,638,483	50,472	5,702,011	551,955	12,438,221
	50.40%	61.90%	4.10%	8.90%	45.50%	29.30%	9.10%	45.80%		
1999	101,031	2,479,482	7,792	275,098	102,509	1,481,099	17,017	1,713,606	211,332	4,235,679
	47.80%	58.50%	3.70%	6.50%	48.50%	35.00%	8.10%	40.50%		
2000	123,427	3,192,307	6,108	387,848	136,861	2,287,127	27,746	2,428,057	266,396	5,867,282
	46.30%	54.40%	2.30%	6.60%	51.40%	39.00%	10.40%	41.40%		
2001	75,202	1,981,450	7,051	335,458	98,157	1,546,608	15,382	1,678,426	180,410	3,863,516
	41.70%	51.30%	3.90%	8.70%	54.40%	40.00%	8.50%	43.40%		
2002	62,060	1,489,400	3,170	177,627	78,638	1,182,265	10,412	1,022,064	143,868	2,849,292
	43.10%	52.30%	2.20%	6.20%	54.70%	41.50%	7.20%	35.90%		
2003	58,150	1,292,368	5,670	221,410	94,789	1,294,635	12,463	901,964	158,609	2,808,413
	36.70%	46.00%	3.60%	7.90%	59.80%	46.10%	7.90%	32.10%		
2004	31,294	1,404,770	3,494	210,153	64,212	1,016,514	7,994	1,286,430	99,000	2,631,437
	31.60%	53.40%	3.50%	8.00%	64.90%	38.60%	8.10%	48.90%		

Source: IAB Establishment Panel 1998 to 2004, own calculations.

**Table C.7**  
 Number of Employees and Establishments Covered by Collective Agreements and Works Councils, Exits, Germany, 1998-2004,  
 Weighted Data

Year	Collective agreement status										Totals	
	Sectoral agreement		Firm agreement		No agreement		Works council		Totals			
	Employees	Establishments	Employees	Establishments	Employees	Establishments	Employees	Establishments	Employees	Establishments	Employees	Establishments
1998	89,660 40.20%	2,325,204 54.20%	15,389 6.90%	401,278 9.40%	117,945 52.90%	1,560,630 36.40%	19,756 8.90%	1,666,335 38.90%	222,994	4,287,112		
1999	67,495 50.70%	1,417,745 56.50%	4,291 3.20%	300,083 12.00%	61,337 46.10%	790,616 31.50%	10,149 7.60%	1,030,570 41.10%	133,123	2,508,444		
2000	43,843 45.50%	1,047,473 52.20%	4,503 4.70%	166,125 8.30%	48,014 49.80%	793,086 39.50%	96,360 100.00%	2,006,684 100.00%	96,360	2,006,684		
2001	46,052 45.50%	1,535,021 58.40%	4,177 4.10%	183,685 7.00%	51,052 50.40%	908,131 34.60%	11,579 11.40%	1,268,402 48.30%	101,281	2,626,837		
2002	56,401 43.30%	1,521,910 54.40%	8,032 6.20%	293,909 10.50%	65,879 50.60%	984,222 35.20%	16,283 12.50%	1,351,303 48.30%	130,312	2,800,041		
2003	49,660 44.30%	1,632,561 57.80%	4,463 4.00%	288,233 10.20%	57,920 51.70%	902,712 32.00%	13,136 11.70%	1,413,465 50.10%	112,043	2,823,506		
2004	44,482 38.20%	1,119,542 51.00%	2,308 2.00%	197,490 9.00%	69,510 59.80%	878,276 40.00%	7,584 6.50%	932,824 42.50%	116,300	2,195,308		

Source: IAB Establishment Panel 1998 to 2004, own calculations.





## D Anhang zu Kapitel 6

**Table D.1**  
 Within versus compositional change in Germany and Britain, weighted data, 1998 and 2004, full specification

	Collective agreement of any type/union recognition			Sectoral agreement		Firm-level agreement	
	1998 2004	1998 2004	1998 2004	1998 2004	1998 2004	1998 2004	1998 2004
<i>Germany</i>							
(1) Observed coverage rate (%)	62.5	51.8	56.9	47.8	5.6	4.0	
(2) Percentage point change, 1998-2004	-10.7		-9.1		-1.6		
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients	65		59.5		5.5		
(4) Percentage point change due to changes in characteristics	2.5	(-23.6%)	2.6	(-28.6%)	-0.1	(4.40%)	
(5) Percentage point change due to changes in behaviour	-13.3	(123.60%)	-11.8	(128.60%)	-1.5	(95.60%)	
<i>Britain</i>							
(1) Observed coverage rate (%)	19.7	14.6	4.2	1.8	8.2	7.7	
(2) Percentage point change, 1998-2004	-5.1		-2.4		-0.5		
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients	17.6		3.2		8.4		
(4) Percentage point change due to changes in characteristics	-2.2	(41.90%)	-1	(39.30%)	0.2	(-34.7%)	
(5) Percentage point change due to changes in behaviour	-2.98	(58.10%)	-1.5	(60.70%)	-0.7	(134.70%)	

Notes: See notes to Table 6.4. The model includes an extended set of industry and regional dummies for Germany and in the case of Britain detailed regional and workforce composition dummies. Source: IAB Establishment Panel 1998 to 2004, own calculations.

Table D.2

Within versus compositional change in Germany and Britain by type of agreement, unweighted data, 1998 and 2004

	Germany		Britain	
	1998	2004	1998	2004
<i>a) Collective agreement of any type/union recognition:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	69.3	57.7	39.1	33.6
(2) Percentage point change, 1998-2004		-11.6		-5.5
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients		70.3		37.9
(4) Percentage point change due to changes in characteristics		1		-1.2
		(-8.6%)		(21.80%)
(5) Percentage point change due to changes in behaviour		-12.6		-4.3
		(108.60%)		(78.20%)
<i>b) Collective agreement of any type:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	69.3	57.7	35	28
(2) Percentage point change, 1998-2004		-11.6		-7
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients		70.3		33.9
(4) Percentage point change due to changes in characteristics		1		-1.1
		(-8.6%)		(15.70%)
(5) Percentage point change due to changes in behaviour		-12.6		-5.9
		(108.60%)		(84.30%)
<i>c) Sectoral-level agreement:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	58.3	48.8	5.4	4.9
(2) Percentage point change, 1998-2004		-9.5		-0.5
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients		61.5		4.8
(4) Percentage point change due to changes in characteristics		3.2		-0.6
		(-33.7%)		(120.00%)
(5) Percentage point change due to changes in behaviour		-12.7		0.1
		(133.70%)		(-20.0%)
<i>d) Firm-level agreement:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	11.0	9.0	26.3	22.1
(2) Percentage point change, 1998-2004		-2.0		-4.2
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients		8.8		25.4
(4) Percentage point change due to changes in characteristics		-2.2		-0.9
		(110.00%)		(21.40%)
(5) Percentage point change due to changes in behaviour		0.2		-3.3
		(-10.0%)		(78.60%)

Notes: For each panel, row (3) is given by  $x_{04}b_{98}$  and row (4) by  $x_{98}b_{04}$ ; row (5), the between-effect, is given by  $(x_{04} - x_{98})b_{98}$ , or row (3) minus row (1) in 1998, while row (6), the within-effect, is given by  $x_{04}(b_{04} - b_{98})$ , or row (2) minus row (4). Finally, row (7) is given by  $(x_{04} - x_{98})b_{04}$  and row (8) by  $x_{98}(b_{04} - b_{98})$ .  $x$  denotes the observed mean characteristics and  $b$  the estimated coefficients in the corresponding year. Standard errors are in parentheses. Sources: IAB Establishment Panel; WERS 1998 and 2004.

**Table D.3**  
Detailed decomposition by individual variables, Germany, 1998-2004

	1998 coefficients	2004 coefficients	Pooled
a) Collective agreement of any type/union recognition			
Mean coverage difference between 2004 and 1998 (%)	-11.4 (0.020)	-11.4 (0.020)	-11.4 (0.020)
<i>Composition effects due to:</i>			
Industrial sector	-0.024 (0.010)	-0.027 (0.007)	-0.025 (0.008)
Establishment size	0.004 (0.002)	0.004 (0.002)	0.004 (0.002)
Leading region	0.018 (0.003)	0.015 (0.003)	0.016 (0.003)
Foreign owned	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Single establishment	0.003 (0.002)	0.005 (0.002)	0.004 (0.002)
Establish. older than 10 years	0.007 (0.004)	0.006 (0.003)	0.007 (0.003)
Proportion female workers	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
Proportion part-time workers	0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Proportion skilled workers	0.004 (0.003)	0.006 (0.003)	0.006 (0.003)
(Total, in percentage)	+1.2 (0.011)	+0.7 (0.009)	+1.0 (0.009)
<i>Within effects due to:</i>			
Industrial sector	-0.030 (0.038)	-0.026 (0.035)	-0.029 (0.036)
Establishment size	0.002 (0.015)	0.002 (0.015)	0.002 (0.015)
Leading region	-0.028 (0.030)	-0.025 (0.027)	-0.026 (0.028)
Foreign owned	0.001 (0.004)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
Single establishment	-0.050 (0.033)	-0.052 (0.034)	-0.051 (0.033)
Establish. older than 10 years	-0.013 (0.039)	-0.012 (0.035)	-0.013 (0.037)
Proportion female workers	-0.009 (0.040)	-0.009 (0.039)	-0.009 (0.040)
Proportion part-time workers	0.033 (0.023)	0.035 (0.025)	0.034 (0.024)
Proportion skilled workers	0.023 (0.045)	0.021 (0.041)	0.022 (0.043)
Constant	-0.055 (0.092)	-0.055 (0.092)	-0.055 (0.092)
(Total, in percentage)	-12.6 (0.019)	-12.0 (0.019)	-12.4 (0.019)

*Note:* : In columns (1) and (2), we use 1998 and 2004 coefficients, respectively. In column (3), we use an weighted average of 1998 and 2004 coefficients. Standard errors are given in parentheses.

**Table D.4**  
Detailed decomposition by individual variables, Britain, 1998-2004

	1998 coefficients	2004 coefficients	Pooled
a) Collective agreement of any type/union recognition			
Mean coverage difference between 2004 and 1998 (%)	-5.8 (0.024)	-5.8 (0.024)	-5.8 (0.024)
<i>Composition effects due to:</i>			
Industrial sector	-0.014 (0.010)	-0.002 (0.008)	-0.010 (0.008)
Establishment size	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)
Leading region	0.003 (0.003)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
Foreign owned	-0.005 (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.004 (0.002)
Single establishment	0.004 (0.006)	0.003 (0.005)	0.004 (0.006)
Establish. older than 10 years	-0.001 (0.003)	0.004 (0.003)	0.001 (0.002)
Proportion female workers	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Proportion part-time workers	0.002 (0.003)	0.001 (0.001)	0.002 (0.002)
Proportion skilled workers	0.001 (0.001)	0.006 (0.004)	0.003 (0.003)
(Total, in percentage)	-1.3 (0.012)	+0.8 (0.010)	-0.3 (0.010)
<i>Within effects due to:</i>			
Industrial sector	0.071 (0.069)	0.063 (0.066)	0.067 (0.068)
Establishment size	0.025 (0.023)	0.024 (0.022)	0.025 (0.022)
Leading region	0.010 (0.010)	0.012 (0.012)	0.011 (0.011)
Foreign owned	0.009 (0.006)	0.006 (0.004)	0.008 (0.005)
Single establishment	0.013 (0.019)	0.014 (0.020)	0.014 (0.019)
Establish. older than 10 years	0.062 (0.039)	0.057 (0.036)	0.060 (0.037)
Proportion female workers	0.047 (0.052)	0.047 (0.052)	0.047 (0.052)
Proportion part-time workers	-0.021 (0.033)	-0.020 (0.031)	-0.020 (0.031)
Proportion skilled workers	-0.037 (0.038)	-0.043 (0.045)	-0.040 (0.042)
Constant	-0.227 (0.133)	-0.227 (0.133)	-0.227 (0.133)
(Total, in percentage)	-4.6 (0.022)	-6.6 (0.023)	-5.6 (0.022)

Note: : In columns (1) and (2), we use 1998 and 2004 coefficients, respectively. In column (3), we use an weighted average of 1998 and 2004 coefficients. Standard errors are given in parentheses.

Table D.5

Within-versus compositional change in Germany and Britain by type of agreement, weighted data, probit estimates, 1998 and 2004

	Germany		Britain	
	1998	2004	1998	2004
<i>a) Collective agreement of any type/union recognition:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	62.5	51.1	20.3	14.5
(2) Percentage point change, 1998-2004		-11.4		-5.8
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients		64.2 (0.005)		19.4 (0.006)
(4) 1998 (predicted) coverage based on 2004 coefficients	50.4 (0.007)		13.3 (0.006)	
(5) Percentage point change due to changes in characteristics based on 1998 coefficients		1.7 (-15.3%)		-0.9 (16.00%)
(6) Percentage point change due to changes in behaviour based on 1998 coefficients		-13.1 (115.30%)		-4.9 (84.00%)
(7) Percentage point change due to changes in characteristics based on 2004 coefficients		0.7 (-6.2%)		1.2 (-20.3%)
(8) Percentage point change due to changes in behaviour based on 2004 coefficients		-12.1 (106.20%)		-7 (120.30%)
<i>b) Collective agreement of any type:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	62.5	51.1	16.9	10.6
(2) Percentage point change, 1998-2004		-11.4		-6.3
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients		64.2 (0.005)		17.4 (0.005)
(4) 1998 (predicted) coverage based on 2004 coefficients	50.4 (0.007)		10.2 (0.004)	
(5) Percentage point change due to changes in characteristics based on 1998 coefficients		1.7 (-15.0%)		0.4 (-7.1%)
(6) Percentage point change due to changes in behaviour based on 1998 coefficients		-13.1 (115.00%)		-6.8 (107.10%)
(7) Percentage point change due to changes in characteristics based on 2004 coefficients		0.7 (-6.3%)		0.4 (-6.0%)
(8) Percentage point change due to changes in behaviour based on 2004 coefficients		-12.1 (106.30%)		-6.7 (106.00%)
<i>c) Sectoral-level agreement</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	56.9	47.1	4.2	1.8
(2) Percentage point change, 1998-2004		-9.8		-2.4
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients		58.4 (0.005)		3.7 (0.002)
(4) 1998 (predicted) coverage based on 2004 coefficients	46.6 (0.005)		1.8 (0.001)	
(5) Percentage point change due to changes in characteristics based on 1998 coefficients		1.5 (-14.9%)		-0.5 (21.80%)

*To be continued on the next page!*

Table D.5: Continued

	Germany		Britain	
	1998	2004	1998	2004
(6) Percentage point change due to changes in behaviour based on 1998 coefficients		-11.3 (114.90)%		-1.9 (78.20)%
(7) Percentage point change due to changes in characteristics based on 2004 coefficients		0.5 (-5.5%)		0.0 (1.30%)
(8) Percentage point change due to changes in behaviour based on 2004 coefficients		-10.3 (105.50%)		-2.4 (98.70%)
<i>d) Firm-level agreement:</i>				
(1) Observed coverage rate (%)	5.6	4	8.3	7.7
(2) Percentage point change, 1998-2004		-1.6		-0.6
(3) 2004 (predicted) coverage based on 1998 coefficients		5.7 (0.001)		8.7 (0.003)
(4) 1998 (predicted) coverage based on 2004 coefficients	4 (0.001)		7 (0.003)	
(5) Percentage point change due to changes in characteristics based on 1998 coefficients		0.2 (-10.1%)		0.3 (-54.8%)
(6) Percentage point change due to changes in behaviour based on 1998 coefficients		-1.7 (110.10%)		-1 (154.80%)
(7) Percentage point change due to changes in characteristics based on 2004 coefficients		0 (-0.6%)		0.7 (-111.3%)
(8) Percentage point change due to changes in behaviour based on 2004 coefficients		-1.6 (100.60%)		-1.3 (211.30%)





## E Anhang zu Kapitel 7

**Tabelle E.1**  
Determinanten des Betriebsaustritts älterer Arbeitnehmer, 2002 - 2006

	Gesamt		West		Ost	
	K	G	K	G	K	G
Weiterbildung Älterer	-0,085 (0,052)	0,399*** (0,076)	0,030 (0,065)	0,421*** (0,079)	-0,269*** (0,088)	0,187 (0,177)
Betriebsgröße	0,020 (0,022)	-0,261*** (0,049)	-0,049* (0,028)	-0,172*** (0,050)	0,044 (0,037)	-0,312** (0,131)
Einzelbetrieb	-0,223*** (0,043)	0,091 (0,076)	-0,245*** (0,052)	0,174** (0,078)	-0,221*** (0,078)	-0,054 (0,169)
Kapitalgesellschaft	0,825*** (0,110)	0,761*** (0,108)	0,367*** (0,118)	0,433*** (0,098)	1,680*** (0,235)	1,311*** (0,402)
Anteil Auszubildende	-0,026 (0,221)	0,244 (0,340)	-0,051 (0,327)	-0,234 (0,648)	0,277 (0,315)	-0,235 (0,533)
Betriebsalter	-0,197*** (0,045)	-0,624*** (0,108)	-0,356*** (0,063)	-0,450*** (0,117)	0,028 (0,068)	-1,320*** (0,217)
Technologischer Stand	-0,260*** (0,024)	-0,036 (0,049)	-0,214*** (0,029)	0,042 (0,049)	-0,295*** (0,043)	-0,178 (0,116)
Alterstruktur	0,055*** (0,019)	-0,029 (0,042)	0,037 (0,023)	0,005 (0,042)	0,084** (0,033)	0,035 (0,111)
Anzahl offener Stellen	0,008 (0,008)	-0,001 (0,002)	0,020* (0,010)	-0,002 (0,002)	-0,022 (0,017)	0,012 (0,017)
Betriebsrat	0,025 (0,046)	-0,349** (0,150)	0,164*** (0,058)	-0,278 (0,175)	-0,082 (0,079)	0,082 (0,278)
Alter	0,154*** (0,002)	0,211*** (0,001)	0,159*** (0,002)	0,228*** (0,001)	0,150*** (0,003)	0,150*** (0,002)
Qualifikation	-0,078*** (0,017)	-0,071*** (0,009)	-0,064*** (0,020)	-0,078*** (0,009)	-0,214*** (0,040)	-0,137*** (0,033)
Teilzeit	0,087*** (0,020)	0,137*** (0,011)	-0,031 (0,026)	0,108*** (0,013)	0,208*** (0,032)	0,213*** (0,022)
Betriebszugehörigkeitsdauer	-0,022*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,017*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,083*** (0,003)	-0,069*** (0,003)
Frau	-0,023** (0,015)	0,147*** (0,008)	-0,011 (0,020)	0,121*** (0,010)	0,010 (0,021)	0,182*** (0,015)
Tageslohn	-0,003*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,004*** (0,000)	-0,004*** (0,000)
Westdeutschland	-0,119*** (0,044)	-0,528*** (0,097)	—	—	—	—
Konstante	-14,821*** (0,166)	-16,775*** (0,396)	-15,112*** (0,213)	-19,250*** (0,420)	-14,144*** (0,273)	-12,811*** (0,983)
Zeitdummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Branchendummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Restringierte Log Likelihood	-91663,26	-285857,73	-55685,32	-229271,06	-35939,55	-56199,00
Volle Log Likelihood	-82724,34	-247124,44	-49948,46	-196295,02	-32285,69	-4869,39
Anzahl Austritte	39225	116851	23461	90609	15764	26242
Anzahl Personen	78294	280811	48626	230277	29668	50534

Spalte K: Kleine und mittlere Betriebe (5 bis 249 Beschäftigte). Spalte G: Großbetriebe (250 und mehr Beschäftigte); Methode: Piecewise Constant Exponential Hazard Modell. Robuste Standardfehler in Klammern. \*\*\*:  $\alpha = 0,01$ ; \*\*:  $\alpha = 0,05$ ; \*:  $\alpha = 0,1$ . Deskriptive Statistiken siehe Anhang A3. Quelle: Eigene Berechnungen; IAB-Betriebspanel/BLH (2002, 2006).

**Tabelle E.2**  
Deskriptive Statistiken der verwendeten Stichprobe, Betriebsebene

Variablenbezeichnung	Gesamt		West		Ost	
	MW	StA	MW	StA	MW	StA
Wachstumsrate ältere Beschäftigte	-0,365	1,027	-0,358	1,005	-0,375	1,061
Weiterbildung Älterer	0,179	0,383	0,189	0,392	0,163	0,369
Betriebsgröße	4,100	1,536	4,274	1,602	3,818	1,377
Einzelbetrieb	0,665	0,472	0,617	0,486	0,742	0,438
Kapitalgesellschaft	0,061	0,237	0,076	0,265	0,036	0,185
Anteil Auszubildende	0,054	0,092	0,045	0,068	0,069	0,12
Betriebsalter	0,68	0,466	0,828	0,378	0,441	0,497
Technologischer Stand	3,843	0,751	3,845	0,763	3,842	0,731
Alterstruktur	1,347	1,035	1,276	1,029	1,462	1,036
Anzahl offener Stellen	1,423	8,25	1,864	1,265	0,709	2,617
Betriebsrat	0,482	0,500	0,532	0,499	0,400	0,490
Anteil qualifizierte Beschäftigte	0,701	0,255	0,665	0,262	0,758	0,232
Anteil Teilzeitkräfte	0,119	0,200	0,134	0,202	0,094	0,194
Anteil Frauen	0,392	0,304	0,393	0,302	0,39	0,306
Lohnanteil älterer Beschäftigter	0,278	0,172	0,267	0,167	0,295	0,179
Westdeutschland	0,618	0,486	1,000	0,000	0,000	0,000
Branche: Bergbau/Energie	0,024	0,153	0,252	0,157	0,022	0,147
Branche: Nahrungs-/Genussmittel	0,039	0,194	0,038	0,191	0,041	0,198
Branche: Verbrauchsgüter	0,050	0,217	0,054	0,227	0,044	0,204
Branche: Produktionsgüter	0,109	0,312	0,100	0,300	0,124	0,33
Branche: Baugewerbe	0,103	0,304	0,088	0,283	0,127	0,333
Branche: Handel/Reparatur	0,130	0,337	0,150	0,357	0,100	0,300
Branche: Verkehr/Nachrichten	0,034	0,180	0,036	0,186	0,030	0,171
Branche: Banken/Versicherungen	0,033	0,180	0,046	0,210	0,013	0,113
Branche: Gastgewerbe	0,013	0,115	0,018	0,132	0,006	0,08
Branche: Erziehung/Unterricht	0,046	0,210	0,038	0,190	0,060	0,238
Branche: Gesundheits-/Sozialwesen	0,100	0,300	0,104	0,306	0,092	0,289
Branche: Datenverarbeitung	0,012	0,110	0,015	0,120	0,009	0,092
Branche: Forschung/Entwicklung	0,013	0,115	0,014	0,119	0,012	0,108
Branche: Rechtsberatung/Werbung	0,021	0,142	0,028	0,164	0,009	0,095
Branche: Grundstücks-/Wohnungswesen	0,017	0,128	0,015	0,121	0,019	0,138
Branche: sonst, Dienstleistungen f, Untern,	0,042	0,200	0,042	0,200	0,041	0,199
Branche: sonst, Dienstleistungen	0,036	0,186	0,030	0,171	0,045	0,207
Anzahl Betriebe	4868		3010		1858	

**Tabelle E.3**  
Deskriptive Statistiken der verwendeten Stichprobe, Personenebene

Variablenbezeichnung	Gesamt		West		Ost	
	MW	StA	MW	StA	MW	StA
Verweildauer in Tagen	1256,4	544,5	1292,3	521,2	1131,6	602,2
Weiterbildung Älterer	0,377	0,484	0,396	0,488	0,322	0,467
Betriebsgröße	6,797	1,718	7,042	1,714	5,941	1,435
Einzelbetrieb	0,402	0,490	0,345	0,475	0,597	0,490
Kapitalgesellschaft	0,260	0,439	0,314	0,464	0,073	0,260
Anteil Auszubildende	0,044	0,058	0,041	0,038	0,056	0,100
Betriebsalter	0,823	0,381	0,891	0,312	0,589	0,492
Technologischer Stand	3,849	0,762	3,86	0,762	3,811	0,761
Alterstruktur	1,142	0,886	1,312	0,85	1,798	0,904
Anzahl offener Stellen	13,807	38,303	17,076	42,792	2,438	5,916
Betriebsrat	0,907	0,290	0,935	0,247	0,810	0,392
Alter	54,483	3,535	54,465	3,512	54,543	3,611
Qualifikation	0,818	0,385	0,779	0,415	0,954	0,209
Teilzeit	0,120	0,325	0,116	0,32	0,134	0,341
Betriebszugehörigkeitsdauer (in Jahren)	14,213	9,127	16,19	9,27	7,339	3,663
Frau	0,332	0,471	0,302	0,459	0,439	0,496
Tageslohn	106,314	51,227	112,991	51,338	83,092	43,477
Westdeutschland	0,777	0,416	1,000	0,000	0,000	0,000
Branche: Bergbau/Energie	0,029	0,168	0,023	0,149	0,052	0,223
Branche: Nahrungs-/Genussmittel	0,026	0,159	0,026	0,160	0,026	0,159
Branche: Verbrauchsgüter	0,038	0,191	0,041	0,198	0,028	0,164
Branche: Produktionsgüter	0,148	0,356	0,164	0,370	0,096	0,295
Branche: Baugewerbe	0,024	0,153	0,018	0,134	0,044	0,204
Branche: Handel/Reparatur	0,054	0,226	0,059	0,236	0,035	0,185
Branche: Verkehr/Nachrichten	0,051	0,221	0,050	0,218	0,056	0,230
Branche: Kreditinstitute/Versicherungen	0,060	0,238	0,072	0,258	0,021	0,145
Branche: Gastgewerbe	0,004	0,061	0,004	0,060	0,004	0,062
Branche: Erziehung/Unterricht	0,058	0,234	0,026	0,159	0,171	0,377
Branche: Gesundheits-/Sozialwesen	0,127	0,333	0,117	0,321	0,164	0,370
Branche: Datenverarbeitung	0,004	0,061	0,004	0,067	0,001	0,037
Branche: Forschung/Entwicklung	0,014	0,118	0,014	0,117	0,015	0,123
Branche: Rechtsberatung/Werbung	0,004	0,067	0,005	0,071	0,003	0,051
Branche: Grundstücks-/Wohnungswesen	0,007	0,083	0,005	0,074	0,012	0,109
Branche: sonstige Dienstleistungen f, Unt,	0,022	0,146	0,018	0,134	0,034	0,181
Branche: sonstige Dienstleistungen	0,034	0,180	0,025	0,157	0,062	0,242
Betriebsgröße: 1 bis 9 Beschäftigte	0,004	0,060	0,003	0,051	0,007	0,082
Betriebsgröße: 10 bis 49 Beschäftigte	0,042	0,202	0,032	0,175	0,080	0,272
Betriebsgröße: 50 bis 249 Beschäftigte	0,172	0,377	0,140	0,347	0,283	0,450
Betriebsgröße: 250 bis 499 Beschäftigte	0,146	0,354	0,131	0,338	0,200	0,400
Betriebsgröße: 500 bis 999 Beschäftigte	0,179	0,383	0,178	0,383	0,181	0,385
Betriebsgröße: mehr als 1000 Beschäftigte	0,456	0,498	0,516	0,500	0,249	0,432
Anzahl Personen	359105		278903		80202	