ECONSTOR
*Make Your Publications Visible.*

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Bellmann, Lutz; Cornelißen, Thomas; Hübler, Olaf; Pahnke, André

**Article**

# Betriebliche Reorganisation, Entlohnung und Beschäftigungsstabilität

Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research

**Provided in Cooperation with:**
Institute for Employment Research (IAB)

*Suggested Citation:* Bellmann, Lutz; Cornelißen, Thomas; Hübler, Olaf; Pahnke, André (2008) : Betriebliche Reorganisation, Entlohnung und Beschäftigungsstabilität, Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research, ISSN 2510-5027, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg, Vol. 41, Iss. 2/3, pp. 259-285

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/158682

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

# Betriebliche Reorganisation, Entlohnung und Beschäftigungsstabilität*

*Lutz Bellmann, Thomas Cornelißen, Olaf Hübler, André Pahnke***

Der Beitrag stellt auf die individuellen Lohn- und Mobilitätseffekte von Reorganisationsmaßnahmen ab. Für die empirische Analyse werden kombinierte Individual- und Betriebsdaten des IAB-Betriebspanels und der Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei verwendet.

In den Fixed-Effects-Panelschätzungen für den Zeitraum von 1996 bis 2004 ergeben sich, getrennt für verschiedene Qualifikationsniveaus und Berufsgruppen, sehr differenzierte Ergebnisse. Es zeigt sich, dass für manche Beschäftigtengruppen die Einführung von Gruppenarbeit mit positiven Lohneffekten und stabilisierenden Effekten auf die Beschäftigung einhergeht. Die Reorganisation von Abteilungen, der vermehrte Zukauf von Produkten und die vermehrte Eigenfertigung führen bei einigen Gruppen ebenfalls zu positiven Lohneffekten. Demgegenüber gehen von einer Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen nach unten für manche Gruppen negative Lohneffekte und destabilisierende Beschäftigungswirkungen aus. Weitere negative Lohneffekte konnten bei der Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- und Ergebnisermittlung gefunden werden. Die Verbesserung der Qualitätssicherung führt bei verschiedenen Beschäftigtengruppen zu gegensätzlichen Lohneffekten.

Insgesamt finden sich positive Lohneffekte und stabilisierende Beschäftigungseffekte häufiger für Beschäftigte mit mittlerem oder hohem Ausbildungsstand. Dieses Ergebnis spricht für die Hypothese des qualifikationsverzerrenden reorganisatorischen Wandels. Eindeutig beschäftigungsdestabilisierende Effekte für Un- und Angelernte lassen sich allerdings mit der vorliegenden Untersuchung, trotz der Anwendung alternativer methodischer Ansätze, nicht feststellen.

Den Ergebnissen zufolge wirken Reorganisationsmaßnahmen meistens entweder auf die Löhne oder auf die externe Jobmobilität, und die indirekte Wirkung auf Beschäftigungsmobilität über die Löhne ist gering. Der Fall, dass Reorganisationsmaßnahmen nur auf die Beschäftigungsmobilität wirken, ist häufiger als der Fall, dass sie nur auf die Löhne wirken. Negative Lohneffekte sind seltener als positive Lohneffekte, während bei der Beschäftigungsmobilität Effekte in beide Richtungen vorliegen.

* Der Beitrag wurde im Februar 2008 zur Publikation freigegeben.
** Die Arbeit ist im Rahmen des von der DFG geförderten Schwerpunktprogramms „Flexibilisierungspotenziale bei heterogenen Arbeitsmärkten" entstanden. Wir danken der DFG für die gewährte Sachbeihilfe für das Projekt HU 386/4-2 sowie Thomas Bauer, den Teilnehmern des 7. Arbeitstreffens des Schwerpunktprogramms und zwei Referees für hilfreiche Kommentare.

## Gliederung

1 Einleitung

2 Organisatorischer Wandel, Löhne und Beschäftigungsstabilität

3 Empirische Analyse

3.1 Datenbasis

3.2 Variablenabgrenzung

3.3 Modellierung und Methodik

4 Ergebnisse

4.1 Schätzungen zur Entlohnung

4.2 Schätzungen zum externen Arbeitsplatzwechsel

5 Zusammenfassung

Literatur

Anhang

## 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 nichtqualifikationsneutrale technologische Wandel[1] in der Diskussion (Berman et al. 1998; Aghion/Howitt 2002; Hujer et al. 2002).[2] Ein weiterer Faktor kann in der Neugestaltung betrieblicher Organisation gesehen werden, welche häufig in Verbindung mit der Einführung neuer Technologien steht (Lindbeck/Snower 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), Bresnahan et al. (2002), Caroli/van Reenen (2001), aber auch von Falk (2001), Hujer et al. (2002), Osterman (2000) oder Piva et al. (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 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.

## 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 et al. (2002) oder Autor et al. (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 (de Groot 1998; Lindbeck/Snower 1996; Flecker/Kirschenhofer 2003). Außerdem fördert die Nutzung neuer IuK-Technologien auch eine Dezentralisierung von Entscheidungsbefugnissen auf untergeordnete Einheiten. Manager

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

[2] 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 et al. 1998).

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 entgegenwirken 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 Lohndisparitäten innerhalb von Betrieben zu rechnen, während Firmenlohndifferenziale zunehmen (Gerlach et al. 1999). Dieses Ergebnis stellen Aghion et al. (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.[3] 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 et al. (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 aufgrund 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 werden.

Da betriebliche Reorganisationsmaßnahmen neben den bereits angesprochenen 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 et al. 2005; Kräkel 2007; Frick 2002).[4] Besonders während des Reorganisationsprozesses werden höhere Löhne gezahlt, um die Arbeitnehmer für ihr höheres Entlassungsrisiko zu entschädigen (Black et al. 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.[5] 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/Snower 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 zugeschrie-

[3] Bei Gerlach et al. (2002) und Berthold/Stettes (2004) handelt es sich um Arbeiten, die sich ausführlich mit den Zusammenhängen betrieblicher Weiterbildung und Reorganisationsmaßnahmen befassen.

[4] Ein Personalabbau ist vor allem dann zu erwarten, wenn im Zuge der betrieblichen Reorganisation eine „Straffung" des Produktionsprozesses erfolgt (Beckmann 2000).

[5] Siehe ergänzend hierzu Hübler/Jirjahn (2002).

ben.[6] Die damit mögliche Ausweitung der Nachfrage auf den Absatzmärkten oder das Erzielen höherer Gewinne kann sich dann über die erhöhte Zahlungsfähigkeit des Unternehmens 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. Bertscheck/Kaiser (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, wenn der Belegschaft angemessene Anreize gegeben werden, sich benötigtes Wissen anzueignen und sich bei der Lösung betrieblicher Probleme einzubringen (Ichniowski et al. 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, sodass 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 Arbeitsplatzeigenschaften partizipieren. Dass ein höherer Grad an Zufriedenheit mit der Arbeit zusätzlich auch zur Reduktion der Personalfluktuation beiträgt, ist häufig eine Voraussetzung dafür, dass Reorganisationsmaßnahmen eine positive Wirkung entfalten. Eine geringe Personalfluktuation 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 Beschäftigungsstabilität 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 1988), sodass 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 et al. (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 geführten 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).

[6] Siehe hierzu beispielsweise die Arbeiten von MacDuffie (1995), Huselid (1996), Becker/Gerhard (1996), Ichniowski et al. (1996), Pil/MacDuffie (1996), Ichniowski et al. (1997), Athey/Stern (1998), Whitfield (2000), Black/Lynch (2001), Bresnahan et al. (2002), Hamilton et al. (2003) oder Bartel (2004).

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 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 auszuscheiden, auf der Ebene der Beschäftigten analysiert und gruppenspezifische Effekte, getrennt nach Ausbildungsniveau und Berufsgruppen, herausarbeitet.

### 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.[7] Verwendet wird das LIAB-Querschnittsmodell (Alda 2005a; Alda et al. 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[8] 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 die weiteren Analysen alle vorhandenen Beschäftigungsmeldungen westdeutscher Panelbetriebe[9] für den Zeitraum von 1996 bis 2004 ausgewählt.[10]

---

[7] 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.

[8] Siehe hierzu bspw. Bender et al. (1996), Cramer (1985) oder Cramer/Majer (1991).

[9] 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 bei 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. Dies hätte den Umfang dieses Beitrags gesprengt und soll einer zukünftigen Untersuchung vorbehalten bleiben.

[10] 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 dieselben

## 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.[11] 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.[12] 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.[13] 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,
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 1 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);

---

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.

[11] Hinzu kommen die Antwortmöglichkeiten „Sonstige“ und „Keine organisatorischen Änderungen“.

[12] Die genaue Fragestellung lautet: „Sind in Ihrem Betrieb/Ihrer Dienststelle in den letzten zwei Jahren eine oder mehrere der folgenden organisatorischen Änderungen vorgenommen worden?“.

[13] 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. 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. Aufgrund 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 et al. (1985) bieten hierzu ein Schema von zwölf Tätigkeitsfeldern an, denen die Berufsordnungen (3-Steller) der Klassifikation der Berufe der Bundesagentur für Arbeit zugeordnet werden können.[14] 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 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[15] 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,[16] den Betriebsrat, eine mögliche Entlohnung über Tarif und Branchendummies[17] in die Schätzungen ein.

Die aus theoretischer Sicht wichtigen Angaben zur betrieblichen Weiterbildung, zur Arbeitsplatzsicher-

[14] Zu beachten ist, dass nicht gewährleistet sein muss, dass Beschäftigte, die einer Berufsordnung 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.

[15] In Bezug auf die Referenzgruppe „deutsche Staatsangehörigkeit" wird hier noch nach Beschäftigten aus Mitgliedsstaaten der EU sowie des sonstigen Auslandes unterschieden.

[16] Hier wird unterschieden, ob ein Branchen-, ein Haus- oder ein Firmentarifvertrag vorliegt.

[17] 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.

heit und zur Zufriedenheit der Beschäftigten finden in den Schätzungen keine Beachtung. 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, sodass 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 Beschäftigten 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. Deskriptive Statistiken der in der Analyse verwendeten Variablen finden sich in Tabelle A1 im Anhang.

## 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

$$w_{ijt} = \mu + \alpha' x_{it} + \beta' y_{jt} + \theta_i + \varphi_j + \varepsilon_{ijt} \qquad (1)$$

beschrieben werden, wobei $i = 1,..., N$, $j = 1,..., J$ und $t = 1,..., T$. $N$ 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. $\varepsilon_{ijt}$ ist der Störterm, von dem hier angenommen wird, dass er mit den anderen Komponenten der Gleichung (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, sodass 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.[18] In 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 (1) an die Grenzen vorhandener Rechnerkapazitäten stoßen. Zur Lösung dieses Problems stellen Abowd et al. (1999) verschiedene Verfahren vor.[19] Darunter befindet sich die von Andrews et al. (2006) als „spell fixed effects"-Ansatz bezeichnete Möglichkeit, die unbeobachtbaren Effekte $\theta_i$ und $\varphi_j$ aus Gleichung (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 et al. 1999) oder die Mittelwerte subtrahiert werden (Andrews et al. 2006). Wird die Heterogenität der einzelnen Beschäftigungsverhältnisse durch

$$\pi_s \equiv \theta_i + \varphi_j \qquad (2)$$

[18] Hausman/Taylor (1981) zeigen, dass es möglich ist, zeitvariante Effekte mit einem Fixed-Effects-Ansatz zu bestimmen, während mit derselben Regression gleichzeitig Effekte zeitinvarianter 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 et al. 2006).

[19] Weitere Arbeiten, die sich mit der Bestimmung unbeobachtbarer Betriebs- und Personeneffekte anhand deutscher Daten befassen, finden sich beispielsweise bei Alda (2006), Andrews et al. (2006), Cornelißen/Hübler (2007) oder Stephan (2001).

charakterisiert, ergibt sich für (1)

$$w_{ijt} = \mu + \alpha' x_{it} + \beta' y_{jt} + \pi_s + \varepsilon_{ijt}. \quad (3)$$

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

$$w_{ijt} - \bar{w}_s = \alpha' \ (x_{it} - \bar{x}_s) + \beta' \ (y_{jt} - \bar{y}_s) + (\varepsilon_{ijt} - \bar{\varepsilon}_s). \quad (4)$$

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[20] bezieht sich die Höhe des von den Betrieben zu meldenden Entgelts auf den Meldezeitraum. Da der Meldezeitraum ebenfalls bekannt ist, kann 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, sodass hier eine Rechtszensierung der Lohnvariablen vorliegt.[21] 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 Zensierung 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.[22] 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).[23] 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 Zeitpunkt $t$, können die Trennungswahrscheinlichkeit und die diese beeinflussenden Faktoren mit Hilfe von

$$P \ (T_{ijt} = 1) = \Lambda \ (\tau' x_{it} + \omega' y_{jt} + \xi' u_i + \psi' q_j) \quad (5)$$

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 Beschäftigungsver-

[20] Hierbei handelt es sich maßgeblich um die „Verordnung über die Erfassung und Übermittlung von Daten für die Träger der Sozialversicherung (Datenerfassungs- und Datenübermittlungsverordnung DEÜV)".

[21] 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.

[22] 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).

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

Tabelle 1

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

| | Maßnahmen einzeln | | | | Maßnahmen zusammen | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | I alle | II gering | III mittel | IV hoch | V alle | VI gering | VII mittel | VIII hoch |
| Beobachtungen | 1139508 | 223676 | 791496 | 124336 | 1139508 | 223676 | 791496 | 124336 |
| **Arbeitsstrukturveränderungen** | | | | | | | | |
| Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen nach unten | 0.020** | 0.016 | 0.021** | 0.019* | 0.009 | 0.004 | 0.011 | 0.018* |
| Einführung von Gruppenarbeit/ eigenverantwortliche Arbeitsgruppen | 0.019** | 0.016 | 0.023** | 0.001 | 0.017* | 0.011 | 0.021** | –0.003 |
| Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- oder Ergebnisermittlung | 0.003 | 0.004 | 0.003 | –0.006 | –0.008 | 0.009 | 0.010 | –0.013 |
| Reorganisation von Abteilungen oder Funktionsbereichen | 0.030*** | 0.040*** | 0.026*** | 0.021** | 0.030*** | 0.041*** | 0.025** | 0.019* |
| **Produktionsstrukturveränderungen** | | | | | | | | |
| Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung | 0.012 | 0.011 | 0.014 | –0.009 | 0.009 | 0.009 | 0.010 | –0.013 |
| Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen | 0.003 | –0.010 | 0.004 | –0.010 | –0.001 | –0.017 | 0.001 | –0.002 |
| Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege bzw. 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* | 0.010 | 0.007 | 0.011 | 0.010 | 0.007 |

*Quelle: LIAB-BP-BLH 1996–2004; eigene Berechnungen.*

**) signifikant auf dem 10 %-Niveau, **) signifikant auf dem 5 %-Niveau, ***) signifikant auf dem 1 %-Niveau.*

hältnis. Wie im linearen Modell können zeitinvariante Regressoren nicht mit in die Schätzung aufgenommen werden. Darüberhinaus gehen in das konditionale Logit-Modell nur Betriebs-Personenkombinationen ein, bei denen Variation in der abhängigen Variable vorliegt.

## 4 Ergebnisse

### 4.1 Schätzungen zur Entlohnung

Tabelle 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.[24]

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 Übertragung von

[24] Aufgrund der Vielzahl der Schätzungen werden die ermittelten Koeffizienten der Kontrollvariablen nicht ausgewiesen. Für die Spezifikation V aus den Tabellen 1 und 2 sind die Ergebnisse bezüglich der Kontrollvariablen in den ersten beiden Spalten der Tabelle A2 im Anhang wiedergegeben.

Tabelle 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 |
| Bebachtungen | 1139508 | 223676 | 791496 | 124336 | 1139508 | 223676 | 791496 | 124336 |
| Gruppen | 301203 | 63962 | 204880 | 34844 | 301203 | 63962 | 204880 | 34844 |
| **Arbeitsstrukturveränderungen** | | | | | | | | |
| Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen nach unten | 0.002 | –0.005 | 0.003 | –0.003 | –0.000 | –0.008 | 0.001 | –0.006 |
| Einführung von Gruppenarbeit/ eigenverantwortliche Arbeitsgruppen | 0.004 | 0.000 | 0.006 | –0.007 | 0.003 | 0.002 | 0.004 | –0.004 |
| Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- oder Ergebnisermittlung | –0.004 | 0.004 | –0.008 | –0.002 | –0.005 | 0.002 | –0.008 | –0.005 |
| Reorganisation von Abteilungen oder Funktionsbereichen | 0.002 | 0.006 | –0.000 | 0.019*** | 0.002 | 0.005 | 0.001 | 0.019*** |
| **Produktionsstrukturveränderungen** | | | | | | | | |
| Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung | 0.015 | 0.010 | 0.016 | 0.009* | 0.014 | 0.008 | 0.015 | 0.007 |
| Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen | 0.003 | 0.004 | 0.002 | 0.010* | 0.002 | 0.002 | 0.001 | 0.008* |
| Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege bzw. der Kundenbeziehungen | 0.003 | 0.005 | 0.005 | 0.003 | 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 |

*Quelle: LIAB-BP-BLH 1996–2004; eigene Berechnungen.*

**) signifikant auf dem 10 %-Niveau, **) signifikant auf dem 5 %-Niveau, ***) signifikant auf dem 1 %-Niveau.*

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.[25] 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 2 wiedergegeben sind, tragen diesem Erfordernis Rechnung.[26]

Im Gegensatz zu den Ergebnissen der gepoolten Schätzungen 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 Unter-

[25] 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.

[26] Der Einfluss der Nationalität und des Wirtschaftszweigs ist hier wie auch sonst bei zeitinvarianten Regressoren im Fixed-Effects-Modell eliminiert.

suchungsergebnissen weitgehend übereinstimmt. Dieser Effekt ist zudem robust gegenüber der Berücksichtigung weiterer Reorganisationsmaßnahmen (Spezifikation VIII). Neben der Verbesserung der Qualitätssicherung, die sich positiv auf die Entlohnung gering Qualifizierter auswirkt, finden sich einige 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.[27]

Zusammenfassend kommt die nach Qualifikationsgruppen getrennte Analyse für Reorganisationsmaßnahmen zu folgender Beurteilung. Die Fixed-Effects-Schätzung 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.[28] 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 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 Bresnahan et al. (2002) und Autor et al. (2002) – vgl. Abschnitt 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

[27] 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.

[28] 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.

Tabelle 3

**Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung bei Verwendung imputierter Entgeltangaben und Berücksichtigung der Berufsklassifikation von Blossfeld et al. 1985 (gepoolte OLS-Schätzungen, 1996–2004)**

| | Kategorie nach Blossfeld et al. (1985) | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | I | II | III | IV | V | VI | VII | VIII | IX | X |
| | einfache manuelle Berufe | qualifizierte manuelle Berufe | Techniker, Ingenieure | einfache Dienste | qualifizierte Dienste | Semi-Professionen | Professionen | einfache kaufmännische Berufe und Verwaltungsberufe | qualifizierte kaufmännische Berufe und Verwaltungsberufe | Manager |
| Beobachtungen | 370189 | 259625 | 183460 | 99572 | 19816 | 7399 | 7074 | 44841 | 122360 | 25172 |
| **Arbeitsstrukturveränderungen** | | | | | | | | | | |
| Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen nach unten | 0.016 | 0.006 | 0.021** | –0.013 | –0.045* | –0.031** | 0.023 | –0.004 | 0.012 | 0.023*** |
| Einführung von Gruppenarbeit/ eigenverantwortliche Arbeitsgruppen | 0.020 | 0.020* | 0.004 | 0.036** | 0.047 | 0.029 | 0.013 | 0.025 | –0.006 | –0.014* |
| Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- oder Ergebnisermittlung | –0.002 | –0.019 | –0.016** | –0.011 | 0.000 | 0.027** | 0.008 | –0.000 | –0.010 | 0.001 |
| Reorganisation von Abteilungen oder Funktionsbereichen | 0.033*** | 0.023* | 0.022** | 0.046*** | 0.027 | –0.006 | –0.009 | 0.038** | 0.023** | 0.004 |
| **Produktionsstrukturveränderungen** | | | | | | | | | | |
| Mehr Eigenfertigung/ Eigenleistung | 0.011 | 0.021* | 0.004 | 0.022 | 0.027 | –0.022 | 0.045** | –0.051 | –0.010 | –0.024** |
| Mehr Zukauf von 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- und Vertriebswege bzw. 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 |

*Quelle: LIAB-BP-BLH 1996–2004; eigene Berechnungen.*

**) signifikant auf dem 10 %-Niveau, **) signifikant auf dem 5 %-Niveau, ***) signifikant auf dem 1 %-Niveau.*

sich diese Resultate mit denen von Hübler/Jirjahn (2002, Tabelle 4), die auf Basis des IAB-Betriebspanels die Produktivitätswirkungen von Reorganisationsmaßnahmen herausgearbeitet haben. 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 quali-

Tabelle 4

**Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Entlohnung unter Verwendung imputierter Entgeltangaben und Berücksichtigung der Berufsklassifikation von Blossfeld et al. 1985 (Fixed-Effects-Schätzungen, 1996–2004)**

| | Kategorie nach Blossfeld et al. (1985) | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | I | II | III | IV | V | VI | VII | VIII | IX | X |
| | einfache manuelle Berufe | qualifizierte manuelle Berufe | Techniker, Ingenieure | einfache Dienste | qualifizierte Dienste | Semi-Professionen | Professionen | einfache kaufmännische Berufe und Verwaltungsberufe | qualifizierte kaufmännische Berufe und Verwaltungsberufe | Manager |
| Beobachtungen | 370189 | 259625 | 183460 | 99572 | 19816 | 7399 | 7074 | 44841 | 122360 | 25172 |
| Gruppen | 105841 | 66954 | 50517 | 28685 | 4793 | 3239 | 2607 | 14618 | 37481 | 7899 |
| **Arbeitsstrukturveränderungen** | | | | | | | | | | |
| Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen nach unten | 0.007 | 0.003 | –0.004 | –0.009 | 0.010 | –0.031** | –0.008 | –0.009* | –0.007** | 0.007 |
| Einführung von Gruppenarbeit/ eigenverantwortliche Arbeitsgruppen | –0.000 | 0.001 | 0.002 | 0.012** | –0.015 | 0.004 | –0.003 | 0.004 | –0.003 | –0.012 |
| Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- oder Ergebnisermittlung | –0.000 | –0.014* | –0.002 | –0.005 | –0.003 | –0.003 | 0.010 | 0.002 | –0.000 | 0.013 |
| Reorganisation von Abteilungen oder Funktionsbereichen | –0.007 | 0.004 | 0.005 | 0.023*** | –0.005 | –0.011 | –0.006 | –0.004 | 0.005 | 0.003 |
| **Produktionsstrukturveränderungen** | | | | | | | | | | |
| 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 von 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- und Vertriebswege bzw. der Kundenbeziehungen | –0.002 | 0.001 | 0.002 | 0.005 | 0.007 | 0.009 | 0.004 | –0.004 | 0.002 | –0.010 |
| Verbesserung der Qualitätssicherung | 0.005 | 0.002 | –0.002 | 0.003 | 0.037** | –0.001 | 0.031** | 0.012** | 0.003 | –0.001 |

*Quelle: LIAB-BP-BLH 1996–2004; eigene Berechnungen.*

**) signifikant auf dem 10 %-Niveau, **) signifikant auf dem 5 %-Niveau, ***) signifikant auf dem 1 %-Niveau.*

fizierten 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 enthält die Ergebnisse der gepoolten Lohnschätzungen, getrennt für die von Blossfeld et al. (1985) definierten Tätigkeitsgruppen, wobei alle Reorganisationsmaßnahmen gleichzeitig berücksichtigt wurden.

Im Vergleich zu Tabelle 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 induziert positive Lohneffekte bei den einfachen manuellen Berufen. Für die sogenannten „Professionen", zu denen freie Berufe[29] und hoch qualifizierte 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 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 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.[30]

Der Vergleich der Tabellen 3 und 4 fällt weniger klar aus als der zwischen Tabelle 1 und 2. Jedoch gilt auch hier, dass die geschätzten Koeffizienten bei den Fixed-Effects-Schätzungen, absolut gesehen, niedriger ausfallen als beim gepoolten Ansatz.

## 4.2 Schätzungen zum externen Arbeitsplatzwechsel

In Tabelle 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 1 und 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.[31]

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 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.

[29] Freie Berufe sind dadurch gekennzeichnet, dass sie nicht der Gewerbeordnung unterliegen und gemäß § 18 Einkommensteuergesetz bzw. § 1 Partnerschaftsgesellschaftsgesetz selbstständig ausgeübte wissenschaftliche, künstlerische, schriftstellerische, unterrichtende oder erzieherische oder (sehr) ähnlich gelagerte Tätigkeiten betreffen.

[30] Der Ausschluss der zensierten Beobachtungen führt auch hier zu vergleichbaren Resultaten.

[31] Die Ergebnisse bezüglich der Kontrollvariablen der Spezifikation V in Tabelle 5 finden sich in der dritten Spalte der Tabelle A2 im Anhang.

Tabelle 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 |
| Beobachtungen | 1036784 | 197790 | 724834 | 111864 | 1036784 | 197790 | 724834 | 111864 |
| **Arbeitsstrukturveränderungen** | | | | | | | | |
| Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen nach unten | –0.038 | –0.240 | –0.016 | 0.072 | 0.019 | –0.219 | 0.042 | 0.086 |
| Einführung von Gruppenarbeit/ eigenverantwortliche Arbeitsgruppen | –0.469*** | –0.515* | –0.511*** | –0.252 | –0.465*** | –0.443 | –0.506*** | –0.328** |
| Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- oder Ergebnisermittlung | 0.146 | 0.097 | 0.122 | 0.271** | 0.180 | 0.129 | 0.139 | 0.371*** |
| Reorganisation von Abteilungen oder Funktionsbereichen | 0.221 | 0.300 | 0.264* | 0.024 | 0.257 | 0.495 | 0.288 | –0.015 |
| **Produktionsstrukturveränderungen** | | | | | | | | |
| Mehr Eigenfertigung/ Eigenleistung | 0.351* | –0.158 | 0.430*** | 0.570** | 0.438** | –0.022 | 0.510*** | 0.644** |
| Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen | –0.270** | –0.420 | –0.194 | –0.369*** | –0.306** | –0.464 | –0.224* | –0.406*** |
| Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege bzw. 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** | –0.090 |

*Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004; eigene Berechnungen.*

**) signifikant auf dem 10 %-Niveau, **) signifikant auf dem 5 %-Niveau, ***) signifikant auf dem 1 %-Niveau.*

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, sodass 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 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 in Zusammenhang mit einer Stabilisierung der Beschäftigungsverhältnisse hoch qualifizierter Arbeitskräfte. 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 Berufsausbil-

dung. 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 beobachtete Einkommen als Determinanten, den Betrieb zu verlassen, verwendet werden.[32] 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 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 et al. (1985), zeigt, wie aus Tabelle 6 zu entnehmen ist, einen beschäftigungsstabilisierenden Effekt der Einführung von Gruppenarbeit für die meisten Berufsgruppen. Jedoch wird hier erkennbar, 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, einem 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 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 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 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 7 nochmals die Ergebnisse der gepoolten Schätzung für die Gesamtstichprobe aus Spalte V der Tabelle 5 wiedergegeben.[33]

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.

[32] 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.

[33] Die Effekte der Kontrollvariablen für die Mobilitätsschätzungen der Tabelle 7 sind in den letzten drei Spalten der Tabelle A2 im Anhang wiedergegeben.

Tabelle 6

**Einfluss betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen auf die Beschäftigungsstabilität unter Verwendung imputierter Entgeltangaben und Berücksichtigung der Berufsklassifikation von Blossfeld et al. 1985 (gepoolte Logit-ML-Schätzungen, 1996–2004)**

| | Kategorie nach Blossfeld et al. (1985) | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | I | II | III | IV | V | VI | VII | VIII | IX | X |
| | einfache manuelle Berufe | qualifizierte manuelle Berufe | Techniker, Ingenieure | einfache Dienste | qualifizierte Dienste | Semi-Professionen | Professionen | einfache kaufmännische Berufe und Verwaltungsberufe | qualifizierte kaufmännische Berufe und Verwaltungsberufe | Manager |
| Beobachtungen | 334137 | 237474 | 168631 | 88716 | 12749 | 5882 | 5911 | 38285 | 110279 | 20641 |
| **Arbeitsstrukturveränderungen** | | | | | | | | | | |
| Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen nach unten | –0.113 | –0.040 | 0.049 | 0.150 | –0.555 | 0.842 | 0.435 | –0.290 | 0.235 | –0.298 |
| Einführung von Gruppenarbeit/ eigenverantwortliche Arbeitsgruppen | –0.580*** | –0.450** | –0.378** | –0.341 | –0.886 | –1.055 | –0.234 | 0.014 | –0.384** | 0.222 |
| Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten oder Ergebnisermittlung | 0.171 | 0.191 | 0.413** | –0.319 | –1.385* | –1.369 | 0.120 | 0.357 | 0.145 | 0.067 |
| Reorganisation von Abteilungen oder Funktionsbereichen | 0.364 | 0.323 | 0.226 | 0.276 | 1.921*** | –2.722*** | –0.440 | 0.732** | –0.037 | 0.187 |
| **Produktionsstrukturveränderungen** | | | | | | | | | | |
| Mehr Eigenfertigung/ Eigenleistung | 0.024 | 0.438** | 0.866*** | 0.427 | 0.671 | 2.860 | 0.191 | 0.206 | 0.302 | 0.577** |
| Mehr Zukauf von 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- und Vertriebswege bzw. 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 |

*Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004; eigene Berechnungen.*

**) signifikant auf dem 10 %-Niveau, **) signifikant auf dem 5 %-Niveau, ***) signifikant auf dem 1 %-Niveau.*

Der sich auch in den Tabellen 5 und 6 zeigende 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 Ef-

Tabelle 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 |
| Beobachtungen | 5643 | 5643 | 1036784 |
| Gruppen | 1525 | | |
| **Arbeitsstrukturveränderungen** | | | |
| Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen nach unten | 0.747* | 0.347*** | 0.019 |
| Einführung von Gruppenarbeit/eigenverantwortliche Arbeitsgruppen | –0.803* | –0.157 | –0.465*** |
| Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- oder Ergebnisermittlung | 0.627* | 0.212* | 0.180 |
| Reorganisation von Abteilungen oder Funktionsbereichen | –0.245 | –0.055 | 0.257 |
| **Produktionsstrukturveränderungen** | | | |
| Mehr Eigenfertigung/Eigenleistung | 0.706 | 0.038 | 0.438** |
| Mehr Zukauf von Produkten und Leistungen | 0.242 | 0.243 | –0.306** |
| Neugestaltung der Beschaffungs- und Vertriebswege bzw. der Kundenbeziehungen | 0.282 | –0.228** | 0.031 |
| Verbesserung der Qualitätssicherung | 0.086 | –0.403** | –0.274* |

*Quelle: BLH/IAB-Betriebspanel 1996–2004; eigene Berechnungen.*

**) 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 5 wiederholt.*

fekte 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 entgegengesetzten 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 Ab-

schätzung, 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.[34] 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 Reorganisationsmaßnahmen auf die Austrittswahrscheinlichkeit der Beschäftigten über deren Lohn gegenüber den direkten Effekten wenig ins Gewicht.[35] Damit finden sich keine Hinweise darauf, dass Reorganisationsmaßnahmen mit gestiegenen Löhnen einhergehen, die die Fluktuation der Beschäftigten senken.

## 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 nahelegt, 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 infolge 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 Produktivitätszuwächsen 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 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 aufgrund 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,

[34] 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 $w^*_{ijt} = w_{ijt} - \hat{\Omega}_{ijt}$.

[35] Die Ergebnisse dieser Schätzungen sind ihres Umfangs wegen nicht ausgewiesen, können aber auf Anfrage zur Verfügung gestellt werden.

- 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 aufgrund

- der Verlagerung von Entscheidungen nach unten sowohl bei Semiprofessionen als auch in den qualifizierten kaufmännischen und 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 Lohneffekte. 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 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 die Beschäftigung 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 damit erklären, dass hoch qualifizierte Arbeitskräfte infolge 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 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.

## Literatur

*Abowd, J. M./Kramarz, F./Margolis, D.* (1999): High Wage Workers and High Wage Firms. In: Econometrica 67, 251–333.

*Acemoglu, D.* (2002): Technical Change, Inequality, and the Labor Market. In: Journal of Economic Literature 40 (1), 7–72.

*Acemoglu, D.* (1998): Changes in Unemployment and Wage Inequality: An Alternative Theory and Some Evidence. National Bureau of Economic Research: Working Paper No. 6658.

*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.

*Aghion, P./Caroli, E./Garcia-Penalosa, C.* (1999): Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theory. In: Journal of Economic Literature 37 (4), 1615–1660.

*Aghion, P./Howitt, P.* (2002): Wage Inequality and the New Economy. In: Review of Economic Policy 18 (3), 306–323.

*Akerlof, G. A.* (1982): Labor Contracts as Partial Gift Exchange. In: Quarterly Journal of Economics 97, 543–569.

*Alda, H.* (2006): Beobachtbare und unbeobachtbare Betriebs- und Personeneffekte auf die Entlohnung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 298, Nürnberg.

*Alda, H.* (2005a): FDZ-Datenreport Nr. 2/2005: Datenbeschreibung der ersten Version des LIAB-Querschnittsmodells. Forschungsdatenzentrum der Bundesagentur für Arbeit im Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.

*Alda, H.* (2005b): FDZ-Datenreport Nr. 1/2005: Die Verknüpfungsqualität der LIAB-Daten. Forschungsdatenzentrum der Bundesagentur für Arbeit im Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.

*Alda, H./Bellmann, L.* (2002): Organisatorische Änderungen und betriebliche Beschäftigungs- und Qualifikationseffekte 1999–2001. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 36, 523–545.

*Alda, H./Bender, S./Gartner, H.* (2005): The Linked Employer-Employee Dataset of the IAB (LIAB). IAB Discussion Paper No. 6/2005.

*Andrews, M. J./Schank, T./Upward, R.* (2006): Practical fixed effects estimation methods for the three-way error components model, In: The Stata Journal 6/4, 461–481.

*Appelbaum, E./Bailey T./Berg, P./Kalleberg, A.* (2000): Manufacturing Advantage: Why High Performance Work Systems Pay Off. Ithaca, New York: ILR Press als Abdruck von Cornell University Press.

*Athey, S. C./Stern, S.* (1998). An Empirical Framework for Testing Theories about Complementarities in Organisational Design. National Bureau of Economic Research: Working Paper No. 6600.

*Autor, D. H./Katz, L. F./Krueger, A. B.* (1998): Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market? In: The Quarterly Journal of Economics 113 (4), 1169–1213.

*Autor, D. H./Levy, F./Murnane, R.* (2002): Upstairs, Downstairs: Computers and Skills on Two Floors of a Large Bank. In: Industrial and Labor Relations Review 55 (3), 432–447.

*Bartel, A.* (2004): Human Resource Management and Organizational Performance: Evidence from Retail Banking. In: Industrial and Labor Relations Review 57 (2), 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 54 (2a), 425–449.

*Bauer, T.* (2003): Flexible Workplace Practices and Labor Productivity. IZA Discussion Paper No. 700.

*Bauer, T. K./Bender, S.* (2004): Technological Change, Organizational Change and Job Turnover. In: Labour Economics 11 (3), 265–291.

*Bauer, T. K./Bender, S.* (2002): Technological Change, Organizational Change and Job Turnover. IZA Discussion Paper No. 700.

*Becker, B./Gerhard, B.* (1996): The Impact of Human Resource Management on Organisational Performance: Progress and Prospects. In: Academy of Management Journal 39, 779–801.

*Beckmann, M.* (2004): Betriebliche Personalpolitik im technologischen und organisatorischen Innovationsprozess, München: Rainer Hampp Verlag.

*Beckmann, M.* (2000): Unternehmenspolitik, Managerkontrolle und Personalabbau in Deutschland. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 33 (4), 594–608.

*Bellmann, L./Caliendo, M./Hujer, R./Radić, D.* (2002): Beschäftigungswirkungen des technisch-organisatorischen Wandels: Eine mikroökonometrische Analyse mit dem Linked IAB-Panel. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 35, 297–314.

*Bellmann, L./Pahnke, A.* (2006): Auswirkungen organisatorischen Wandels auf die betriebliche Arbeitsnachfrage. In: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung 39 (2), 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 No. 6.

*Bender, S./Hilzendegen, J./Rohwer, G./Rudolph, H.* (1996): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975–1990. In: Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 197, Nürnberg.

*Berman, E./Bound, J./Machin, S.* (1998): Implications of Skill-Biased Technological Change: International Evidence. In: The Quarterly Journal of Economics 113 (4), 1245–1279.

*Berthold, N./Stettes, O.* (2004): Die betriebliche Weiterbildung im organisatorischen Wandel. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 224 (4), 399–419.

*Bertschek, I./Kaiser, U.* (2001): Productivity Effects of Organizational Change: Microeconomic Evidence. ZEW Discussion Paper 01–32.

*Black, S./Lynch, L.* (2001): How to Compete: The Impact of Workplace Practices on Productivity. In: Review of Economics and Statistics 83 (3), 434–444.

*Black, S./Lynch, L./Krivelyova, A.* (2004): How Workers Fare when Employers Innovate. In: Industrial Relations 43 (1), 44–66.

*Blossfeld, H. P./Hamerle, A./Mayer, K. U.* (1985): Ereignisanalyse: Statistische Theorie und Anwendungen in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt a. M.: Campus.

*Bresnahan, T. F./Brynjolfsson, E./Hitt, L. M.* (2002): Information Technology, Workplace Organization, and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence. In: The Quarterly Journal of Economics 117 (1), 339–376.

*Burawoy, M.* (1979): Manufacturing Consent: Changes in the Labor Process under Monopoly Capitalism. Chicago: Chicago University Press.

*Capelli, P./Neumark, D.* (2004): External Churning and Internal Flexibility: Evidence on the Functional Flexibility and Core-Periphery Hypotheses. In: Industrial Relations 43 (1), 148–182.

*Capelli, P./Neumark, D.* (2001): Do "High Performance" Work Practices Improve Establishment-Level Outcomes? In: Industrial and Labor Relations Review 54 (4), 737–775.

*Card, D./DiNardo, J. E.* (2002): Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles. In: Journal of Labor Economics 20 (4), 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 116, 1449–1492.

*Chennels, L./van Reenen, J.* (1999): Has Technology Hurt Less Skilled Workers? An Economic Survey of the Effects of Technical Change on the Structure of Pay and Jobs. The Institute for Fiscal Studies, Working Paper 99/27.

*Chillemi, O./Gui, B.* (1997): Team Human Capital and Worker Mobility. In: Journal of Labor Economics 15, 567–587.

*Cornelißen, T./Hübler, O.* (2007): Unobserved Individual and Firm Heterogeneity in Wage and Tenure Functions: Evidence from German Linked Employer-Employee Data. IZA Discussion Paper No. 2741.

*Cornelißen, T./Hübler, O.* (2008): Downward Wage Rigidity and Job Mobility, Empirical Economics 34, 205–230.

*Cramer, U.* (1985): Probleme der Genauigkeit der Beschäftigtenstatistik. In: Allgemeines Statistisches Archiv 69, 56–68.

*Cramer, U./Majer, W.* (1991): Ist die Beschäftigtenstatistik revisionsbedürftig?. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 24 (1), 81–90.

*De Groot, H. L. F.* (1998): Macroeconomic Consequences of Outsourcing, Mimeo, Tilburg University.

*Falk, M.* (2001): Organisational Change, New Information and Communication Technologies and the Demand for Labor in Services. ZEW Discussion Paper No. 01-25.

*Flecker, J./Kirschenhofer, S.* (2003): IT verleiht Flügel? Aktuelle Tendenzen der räumlichen Verlagerung von Arbeit. ITA-Manuskript ITA-03-01.

*Frazis, H./Gittelman, M./Joyce, M.* (2000): Correlates of Training: An Analysis Using Both Employer and Employee Characteristics. In: Industrial and Labor Relations Review 53 (3), 443–462.

*Frick, B.* (2002): "High Performance Work Practices" und betriebliche Mitbestimmung: Komplementär oder substitutiv? Empirische Befunde für den deutschen Maschinenbau. In: Industrielle Beziehungen 9 (1), 2002, 79–102.

*Frick, B./Götzen, U.* (2003): Die verdeckten Kosten organisatorischer Innovationen: Prämienlöhne und Gruppenarbeit in einem Großbetrieb der Metallindustrie. In: Die Betriebswirtschaft 63 (6), 635–654.

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

*Gartner, H./Rässler, S.* (2005): Analyzing the Changing Gender Wage Gap Based on Multiple Imputed Right Censored Wages. IAB Discussion Paper 5/05.

*Gerlach, K./Hübler, O./Meyer, W.* (2002): Investitionen, Weiterbildung und betriebliche Reorganisation. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 35 (4), 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, NIW-Vortragsreihe, Bd. 12, Hannover, 149–175.

*Gouldner, A.* (1954): Patterns of Industrial Bureaucracy. New York: Free 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 116 (3), 465–497.

*Handel, M. J./Gittleman, M.* (2004): Is there a Wage Payoff to Innovative Work Practices? In: Industrial Relations 43 (1), 67–97.

*Hausman, J./Taylor, W.* (1981): Panel Data and Unobservable Individual Effects. In: Econometrica 49, 1377–1398.

*Holmström, B./Roberts, J.* (1998): The Boundaries of the Firm Revisited. In: The Journal of Economic Perspectives 12 (4), 73–94.

*Hübler, O./Jirjahn, U.* (2002): Arbeitsproduktivität, Reorganisationsmaßnahmen und Betriebsräte. In: Bellmann, L./Kölling, A. (Hrsg.): Betrieblicher Wandel und Fachkräftebedarf, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 257, Nürnberg, 1–45.

*Hujer, R./Caliendo, M./Radić, D.* (2002): Skill Biased Technological and Organizational Change: Estimating a Mixed Simultaneous Equation Model Using the IAB Establishment Panel. IZA Discussion Paper No. 566.

*Huselid, M. A.* (1996): Methodical Issues in Cross-Sectional and Panel Estimates of the Human Resource-Firm Performance Link. In: Industrial Relations 35 (3), 400–422.

*Ichniowski, C./Kochan, T./Levine, D./Olson, C./Strauss, G.* (1996): What Works at Work: Overview and Assessment. In: Industrial Relations 35 (3), 299–333.

*Ichniowski, C./Shaw, K.* (2003): Beyond Incentive Pay: Insiders' Estimates of the Value Complementary Human Resource Management Practices. In: Journal of Economic Perspectives 17 (1), 155–180.

*Ichniowski, 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 87 (3), 291–313.

*Katz, L. F./Murphy, K. M.* (1992): Changes in Relative Wages, 1963–1987: Supply and Demand Factors. In: The Quarterly Journal of Economics 107 (1), 34–78.

*Kräkel, M.* (2007): Organisation und Management, Tübingen.

*Kremer, M./Maskin, E.* (1996): Wage Inequality and Segregation by Skill. National Bureau of Economic Research: Working Paper No. 5718.

*Lindbeck, A./Snower, D. J.* (2000): Multitask Learning and the Reorganization of Work: From Tayloristic to Holistic Organization. In: Journal of Labor Economics 18 (3), 353–376.

*Lindbeck, A./Snower, D. J.* (1998): The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment. Cambridge: MIT Press.

*Lindbeck, A./Snower, D. J.* (1996): Reorganization of Firms and Labor-Market Inequality. In: American Economic Review, Papers and Proceedings 86, 315–321.

*Little, R. J. A./Rubin, D. R.* (1987): Statistical Analysis with Missing Data. New York: John Wiley.

*MacDuffie, J. P.* (1995): Human Resource Bundles and Manufacturing Performance: Flexible Production Systems in the World Auto Industry. In: Industrial and Labor Relations Review 48 (2), 197–221.

*Michie, J./Sheehan, M.* (2001): Labour Market Flexibility, Human Resource Management and Corporate Performance. In: British Journal of Management 12 (4), 287–306.

*Mincer, J.* (1974): Schooling, Experience, and Earnings. New York: Columbia University Press.

*Osterman, P.* (2006): The Wage Effects of High Performance Work Organization in Manufacturing. In: Industrial and Labor Relations Review 59 (2), 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 53 (2), 179–196.

*Parker, M./Slaughter, J.* (1988): Choosing Sides: Unions and the Team Concept. A Labor Notes Book, Boston: South End Press.

*Picot, A./Dietl, H./Franck, E.* (2005): Organisation: Eine ökonomische Perspektive. Stuttgart: Schäfer-Poeschel.

*Pil, F. K./MacDuffie, J. P.* (1996): The Adoption of High Performance Practices. In: Industrial Relations 35 (3), 423–455.

*Piva, M./Santarelli, E./Vivarelli, M.* (2004): Technological and Organizational Changes as Determinants of the Skill Bias. Discussion Papers on Entrepreneurship, Growth and Public Policy 0304.

*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. Bonn.

*Ramsay, H./Scholarios, D./Harley, B.* (2000): Employees and High-Performance Work Systems: Testing Inside the Black Box. In: British Journal of Industrial Relations 38 (4), 501–531.

*Schafer, J. L.* (2002): Analysis of Incomplete Data. London: Chapman & Hall.

*Stephan, G.* (2001): Firmenlohndifferenziale: Eine Analyse für die Bundesrepublik Deutschland. Studien zur Arbeitsmarktforschung 13. Frankfurt a. M.: Campus.

*Thesmar, D./Thoenig, M.* (2000): Creative Destruction and Firm Organization Choice. In: The Quarterly Journal of Economics 115 (4), 1201–1237.

*Whitfield, K.* (2000): High Performance Workplace Practices, Training and the Distribution of Skills. In: Industrial Relations 39 (1), 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 Insecurity and Work Intensification, London, New York: Routledge, 92–111.

## Anhang

Tabelle A1

### Deskriptive Statistiken: arithmetisches Mittel ( $\overline{X}$ ) und Standardabweichung ( $S$ )

| Variablenbezeichnung | N = 1139508 | | N = 1036784 | | N = 5643 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | $\overline{X}$ | $S$ | $\overline{X}$ | $S$ | $\overline{X}$ | $S$ |
| 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 |
| 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 |

**Tabelle A1 (Fortsetzung)**

| | N = 1139508 | | N = 1036784 | | N = 5643 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | $\overline{x}$ | s | $\overline{x}$ | s | $\overline{x}$ | s |
| 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 | 0,365 |
| 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.*

**Tabelle A2**

## Regressionsergebnisse der Kontrollvariablen

| | Log. Tageslohn | | Betriebsaustritt | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | I | II | III | IV | V |
| Ergänzende Schätzergebnisse zu | Tabelle 1 Spalte V | Tabelle 2 Spalte V | Tabelle 5 Spalte V | Tabelle 7 Spalte II | Tabelle 7 Spalte I |
| Schätzmethode | gepoolt, OLS | Fixed-Effects-Within | gepoolt, Logit-ML | gepoolt, Logit-ML | Fixed-Effects Logit-ML |
| Zahl der Beobachtungen | 1139508 | 1139508 | 1036784 | 5643 | 5643 |
| Log. Tageslohn (imputiert) | | | –0.238* | 0.000 | 0.611 |
| | | | (0.138) | (0.198) | (0.713) |
| mit Berufsausbildung: ja/nein | 0.051*** | 0.064 | –0.450*** | 0.011 | –1.55 |
| | (0.009) | (0.051) | (0.116) | (0.116) | (1.571) |
| (Fach-)Hochschulabschluss: ja/nein | 0.244*** | 0.167*** | 0.026 | –0.013 | 2.091 |
| | (0.011) | (0.053) | (0.182) | (0.162) | (4.582) |
| Geschlecht weiblich: ja/nein | –0.202*** | | –0.181 | –0.162* | |
| | (0.010) | | (0.145) | (0.094) | |
| Betriebszugehörigkeitsdauer | 0.008*** | 0.035*** | –0.170*** | 0.010 | 3.549*** |
| | (0.001) | (0.005) | (0.019) | (0.019) | (0.459) |
| Betriebszugehörigkeitsdauer quadriert | –0.018*** | –0.020*** | 0.392*** | –0.113 | –0.041 |
| | (0.004) | (0.003) | (0.102) | (0.075) | (0.649) |
| Anzahl bisheriger Betriebsaustritte | | | 1.263*** | –0.966*** | –7.668*** |
| | | | (0.130) | (0.093) | (0.458) |
| Alter | 0.062*** | | –0.277*** | 0.219 | |
| | (0.005) | | (0.106) | (0.163) | |
| Alter quadriert | –0.124*** | –0.136*** | 0.587** | –0.645 | 4.142 |
| | (0.011) | (0.013) | (0.281) | (0.442) | (3.509) |
| Alter kubisch | 0.084*** | 0.085*** | –0.456* | 0.615 | –4.158 |
| | (0.008) | (0.009) | (0.243) | (0.381) | (2.914) |
| Anzahl der Beschäftigten insgesamt (in 1000) | –0.0014 | 0.0169 | 0.041 | –0.208 | –1.216*** |
| | –0.004 | –0.012 | –0.033 | –0.041 | (0.4647) |
| Entlohnung über Tarif: ja/nein | 0.037*** | 0.003 | –0.096 | –0.071 | –0.166 |
| | (0.013) | (0.005) | (0.115) | (0.196) | (0.448) |
| Betriebs-/Personalrat: ja/nein | 0.128*** | 0.018*** | 0.826*** | 0.402 | 0.851 |
| | (0.016) | (0.004) | (0.202) | (0.472) | (1.224) |
| Haustarifvertrag: ja/nein | –0.013 | 0.015 | 0.363 | 0.394 | 0.101 |
| | (0.028) | (0.011) | (0.343) | (0.786) | (2.066) |
| Branchentarifvertrag: ja/nein | –0.007 | 0.005 | 0.173 | 0.427 | –0.334 |
| | (0.026) | (0.011) | (0.243) | (0.745) | (1.97) |
| Geschäftsvolumen (in 1000 Euro) | 0.0004** | 0.00001 | –0.001 | 0.002 | –0.0003 |
| | (0.0002) | (0.0001) | (0.002) | (0.002) | (0.006) |
| Zunahme der Investitionen: ja/nein | 0.000 | 0.005 | –0.084 | –0.246* | –0.408 |
| | (0.008) | (0.004) | (0.088) | (0.135) | (0.249) |
| Abnahme der Investitionen: ja/nein | –0.006 | 0.004 | –0.230** | –0.461** | –0.767*** |
| | (0.008) | (0.004) | (0.115) | (0.195) | (0.290) |
| Exportanteil (in %) | –0.000 | –0.000 | –0.006** | –0.001 | –0.004 |
| | (0.000) | (0.000) | (0.002) | (0.002) | (0.013) |
| hoher/sehr hoher technischer Stand der Anlagen: ja/nein | 0.012 | 0.002 | –0.017 | –0.086 | –0.609 |
| | (0.011) | (0.003) | (0.125) | (0.171) | (0.390) |
| Konstante | 3.107*** | 5.526*** | –0.364 | –5.705** | – |
| | (0.082) | (0.176) | (1.488) | (2.324) | – |

*Quelle: LIAB-BP-BLH 1996–2004; eigene Berechnungen.*

*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.*