

# **Beiträge zur empirischen Arbeitsökonomik**

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

Doktorin der Wirtschaftswissenschaften  
- Doctor rerum politicarum –

genehmigte Dissertation

von

Diplom-Ökonomin Tatjana Teschner  
geboren am 20. Februar 1969 in Peine

2010

Referent: Prof. em. Dr. Knut Gerlach

Korreferent: Prof. Dr. Patrick A. Puhani

Tag der Promotion: 22.03.2010

## **Danksagung**

Ich möchte mich bei allen bedanken, die mich auf dem Weg zu dieser Dissertation unterstützt haben, insbesondere bei Knut Gerlach, der durch seine Vorlesungen mein Interesse für die Arbeitsökonomik weckte. Später betreute er meine Diplomarbeit und bot mir an bei ihm im Rahmen zweier Forschungsprojekte zu promovieren. Während der Entstehung dieser Arbeit gaben mir sein Vertrauen und seine Diskussionsbereitschaft den hierfür mitunter erforderlichen Rückhalt. Besonders danken möchte ich ihm für seine wertvollen Hinweise und Verbesserungsvorschläge, die er nach der sorgfältigen Lektüre etwaiger Manuskripte und auch dieses Textes immer gemacht hat.

Bedanken möchte ich mich auch bei allen Kolleginnen und Kollegen, die meine Arbeit mit mir diskutiert haben, insbesondere bei Christian Pfeifer, der Ko-Autor von zwei Kapiteln dieser Arbeit ist.

Ebenso gilt mein Dank Patrick A. Puhani für die Übernahme des Korreferats.

Frankfurt am Main, im März 2010

Tatjana Teschner

## **Kurzzusammenfassung**

Diese Dissertation setzt sich mit verschiedenen Fragestellungen der empirischen Arbeitsökonomik auseinander. Die Einführung gibt einen knappen Überblick über Inhalt und wesentliche Ergebnisse der gesamten Dissertation. In den anschließenden fünf Kapiteln werden folgende Themen unter Nutzung verschiedener qualitativer und quantitativer Datensätze und mikroökonomischer Methoden besprochen: Kapitel 1 beschäftigt sich mit ökonomischen Ursachen und personalwirtschaftlichen Konsequenzen eines Abbaus von Hierarchieebenen. Die wahrgenommene Gerechtigkeit betriebsbedingter Entlassungen ist Gegenstand von Kapitel 2. In Kapitel 3 wird der Einfluss des Lohnsetzungsregimes auf Lohnhöhe und Lohnspreizung und ihre Veränderung im Zeitablauf untersucht. Diese Analyse wird in Kapitel 4 um die Frage nach der Bedeutung des Flächentarifvertrages für das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial erweitert. In Kapitel 5 folgt eine Untersuchung der Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern auf Basis von Personaldaten eines einzelnen Unternehmens. Die Dissertation schließt mit einem kurzen Ausblick.

Schlagwörter: Fairness, Lohnsetzungsregime, geschlechtsspezifisches Lohndifferenzial

## **Abstract**

This thesis looks into different problems of empirical labour economics. The introduction gives a brief overview on the content and the main findings of the whole dissertation. In the subsequent five chapters the following topics are discussed using different qualitative and quantitative data and micro-econometric methods. Chapter 1 deals with economic motives and personnel-management consequences of reducing the number of hierarchical levels under fairness considerations. The perceived fairness of layoffs is explored in chapter 2. Chapter 3 investigates the influence of the wage bargaining regime on wage level and wage distribution and their change over time. This analysis is extended in chapter 4 by the issue of the significance of collective wage bargaining for the gender wage gap. In chapter 5 follows the exploration of wage differences between men and women using personnel data from a single firm. The thesis concludes with a short outlook.

Keywords: fairness, wage bargaining regime, gender wage gap

# Inhaltsverzeichnis

<b>I</b>	<b>Einführung</b> .....	<b>1</b>
<b>II</b>	<b>Fairness und Unternehmenspolitik</b> .....	<b>5</b>
<b>1</b>	<b>Wenn die Karriereleiter wegbricht: Fairness und der Abbau von Hierarchieebenen</b> .....	<b>6</b>
1.1	Einleitung.....	6
1.2	Theoretische Überlegungen .....	7
1.2.1	Ursachen eines Hierarchieabbaus .....	7
1.2.2	Konsequenzen eines Hierarchieabbaus.....	8
1.2.3	Fairness- und Reziprozitätsnormen im Reorganisationsprozess.....	10
1.3	Hypothesen .....	12
1.3.1	Ursachen des Hierarchieabbaus .....	12
1.3.2	Alternative personalwirtschaftliche Maßnahmen .....	13
1.3.3	Merkmale der Befragten .....	15
1.4	Datensatz und Methodik .....	16
1.5	Empirische Ergebnisse.....	20
1.6	Fazit .....	28
	Anhang .....	31
<b>2</b>	<b>Eine multivariate Szenarienanalyse zur Gerechtigkeitswahrnehmung betriebsbedingter Kündigungen (mit Christian Pfeifer)</b> .....	<b>35</b>
2.1	Einleitung.....	35
2.2	Forschungsleitende Hypothesen .....	37
2.2.1	Begründung der Entlassungen .....	37

2.2.2	Auswahl der zu entlassenden Beschäftigten .....	38
2.2.3	Ausgestaltung der Entlassungen .....	40
2.2.4	Erfolgsprämie für die Unternehmensleitung.....	42
2.2.5	Beteiligung des Betriebsrates am Entlassungsprozess.....	43
2.3	Datensatz und Methodik .....	44
2.4	Ergebnisse der empirischen Analyse .....	46
2.5	Diskussion und Fazit.....	52
Anhang 1:	Erläuterung des Szenarienaufbaus.....	54
Anhang 2:	Tabellen zur Zusammensetzung der Szenarien und deskriptive Statistik .....	56

**III Lohnsetzungsregime, Lohnverteilung und geschlechtsspezifisches Lohndifferenzial ..... 58**

**3 Der Einfluss der Tarifbindung auf Lohnhöhe und Lohnverteilung ..... 59**

3.1	Einleitung.....	59
3.2	Daten und Variable .....	62
3.3	Methodik der empirischen Analyse .....	63
3.4	Empirische Ergebnisse.....	65
3.4.1	Deskriptive Statistik.....	65
3.4.2	Ergebnisse der Regressionsanalysen .....	69
3.4.3	Analysen der Lohnverteilung.....	72
3.5	Schlussfolgerungen .....	76

**4 Der Einfluss des Lohnsetzungsregimes auf das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial..... 78**

4.1	Einleitung.....	78
4.2	Datenbasis, Variable und Methodik.....	83

---

4.3	Empirische Ergebnisse.....	86
4.3.1	Deskriptive Statistik.....	86
4.3.2	Ergebnisse der Regressionsanalysen .....	91
4.3.3	Analysen der Lohnverteilung.....	95
4.4	Schlussfolgerungen.....	100
<b>5</b>	<b>Analysing the Gender Wage Gap (GWG) Using Personnel Records (with Christian Pfeifer) .....</b>	<b>102</b>
5.1	Introduction.....	102
5.2	Data and Descriptive Statistics .....	105
5.3	Econometric Analyses .....	111
5.3.1	Gender Wage Gap.....	111
5.3.2	Decomposition of the GWG .....	114
5.3.3	Wage Careers and Evolution of the GWG.....	119
5.4	Conclusion .....	124
	Appendix .....	125
<b>IV</b>	<b>Ausblick.....</b>	<b>126</b>
	<b>Literaturverzeichnis .....</b>	<b>129</b>

# **I Einführung**

In fünf Aufsätzen greift diese Dissertation unterschiedliche Fragestellungen der empirischen Arbeitsökonomik auf. Teil II (Kapitel 1 und 2) beinhaltet Analysen zur Bedeutung von Fairnessaspekten im Rahmen betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen und im Zusammenhang mit betriebsbedingten Entlassungen und stützt sich im Wesentlichen auf qualitative Daten. Teil III (Kapitel 3 bis 5) wendet sich einem anderen Bereich der Arbeitsökonomik zu: Hier erfolgt die Untersuchung quantitativer Daten, die sich zum einen mit der Bedeutung des Lohnsetzungsregimes für Lohnhöhe und Lohnverteilung auseinandersetzen und zum anderen das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial zum Thema haben. Im Folgenden werden die wesentlichen Ergebnisse aus der Dissertation kurz vorgestellt.

Kapitel 1 beschäftigt sich mit ökonomischen Ursachen und personalwirtschaftlichen Konsequenzen eines Abbaus von Hierarchiestufen unter Fairnessaspekten. Ein Übergang zu flachen Hierarchien hat für direkt und indirekt betroffene Mitarbeiter unter Umständen gravierende Konsequenzen, wie den Verlust von Status und/oder Einkommen, verringerte Beförderungschancen und damit verschlechterte Karriereperspektiven. Insbesondere gut qualifizierte Mitarbeiter könnten hierauf mit Abwanderung zu anderen Unternehmen reagieren, während bei denen, die bleiben, mit Auswirkungen auf Motivation und Arbeitsanstrengung zu rechnen ist. Für den Unternehmenserfolg kann es daher von entscheidender Bedeutung sein, ob die Beschäftigten ihre Behandlung im Zuge von Reorganisationsmaßnahmen akzeptieren und als fair beurteilen.

Anhaltspunkte zur Akzeptanz einer Streichung von Hierarchieebenen und den damit verbundenen Folgen für die Beschäftigten liefert eine schriftliche Studierendenbefragung, die die Autorin im Wintersemester 2003/2004 an der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Leibniz Universität Hannover durchführte. Im Vordergrund steht die Bedeutung verschiedener Ursachen eines Hierarchieabbaus und verschiedener personalwirtschaftlicher Maßnahmen für die Gerechtigkeitsbewertung. Hierzu wurden die Studierenden gebeten, zu verschiedenen hypothetischen Szenarien, deren Aufbau sich an einer Studie von Charness/Levine (2000) orientiert, eine Fairnesseinschätzung abzugeben. Unterschiede in den Fairnessurteilen werden über die Ermittlung der Mittelwerte der Bewertungen und auf Basis



binärer Probitmodelle geschätzt. Als zentrales Ergebnis zeigt sich, dass Reziprozitätsnormen entscheidenden Einfluss auf die wahrgenommene Gerechtigkeit einer Umstrukturierungsmaßnahme haben. Insbesondere werden Nachteile eines Hierarchieabbaus anscheinend eher akzeptiert, wenn sie mit einer aus Sicht der betroffenen Arbeitnehmer angemessenen Kompensation verbunden sind. Dann ist es auch nachrangig, ob die eigentliche Ursache für die Maßnahme als gerecht empfunden wurde.

Welche Faktoren, die wahrgenommene Gerechtigkeit betriebsbedingter Entlassungen beeinflussen, wird in Kapitel 2 ebenfalls anhand hypothetischer Szenarien untersucht. Grundlage der empirischen Analyse ist eine im Jahr 2004 durchgeführte repräsentative Befragung von rund 3000 Personen im erwerbsfähigen Alter, mit der erstmalig für Deutschland Gerechtigkeitsorientierungen im Hinblick auf das Beschäftigungsverhältnis erhoben wurden. Die Untersuchung lehnt sich an eine vergleichbare Studie von Charness/Levine (2000) in den USA und Kanada an. Während ihre Analyse jedoch rein deskriptiv angelegt ist, können mit dem deutschen Datensatz auch soziodemographische Merkmale kontrolliert werden. In ordinalen Probitmodellen wird der Einfluss verschiedener Aspekte der Szenarien auf die Gerechtigkeitswahrnehmung geschätzt. Es zeigt sich, dass die Gerechtigkeitsbewertung verschiedener hypothetischer Entlassungsszenarien durch außenstehende Beobachter nicht nur davon abhängt, ob eine (unternehmens-)externe oder interne Kündigungsursache vorliegt. Insbesondere die Zahlung großzügiger Abfindungen und eine Outplacement-Beratung erhöhen die Akzeptanz betriebsbedingter Entlassungen. Auch eine Beteiligung des Betriebsrates entsprechend den gesetzlichen Anforderungen beeinflusst das Gerechtigkeitsurteil signifikant positiv. Ein stark negativer Einfluss ist dagegen festzustellen, wenn das Management – quasi als Belohnung für die mit Entlassungen angestrebte Kostensenkung – eine Erfolgsprämie erhält.

In Kapitel 3 und 4 wird der Einfluss des Lohnsetzungsregimes auf Lohnhöhe und Lohnspreizung und ihre Veränderung im Zeitablauf untersucht. Die Analysen erfolgen auf Basis eines verbundenen Arbeitgeber-Arbeitnehmer-Datensatzes ("linked employer-employee data"), der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung – ab 2006: Verdienststrukturerhebung – für Niedersachsen. Für jedes Lohnsetzungsregime werden Lohnregressionen mit fixen Betriebseffekten geschätzt. In einem weiteren Schritt wird die Varianz der Löhne in verschiedene Komponenten zerlegt, zu denen jeweils die Standardabweichungen als Maß für die

Streuung der Löhne ermittelt werden. Drei Lohnsetzungsregime werden in Kapitel 3 betrachtet: der Flächentarifvertrag, der Haustarifvertrag und die individuelle Lohnvereinbarung. Die empirischen Ergebnisse zeigen, dass die Lohnstreuung in allen Lohnsetzungsregimen im Zeitablauf zugenommen hat. Dennoch bleibt die Lohnstreuung für Unternehmen, die einen Flächentarifvertrag anwenden, verglichen mit den Unternehmen in den beiden anderen Regimen deutlich geringer. Die Ergebnisse der Zerlegung der Standardabweichungen implizieren, dass die Glättung der Löhne in tarifgebundenen Betrieben vor allem durch geringere Erträge auf beobachtete und unbeobachtete individuelle Merkmale erreicht wird. Zwischen 1990 und 2001 steigen die durchschnittlichen Löhne in allen Lohnsetzungsregimen. In 2006 trifft dies nur noch für die Beschäftigten unter einem Flächentarifvertrag zu, während die Arbeitnehmer in den beiden anderen Lohnsetzungsregimen Lohnabschläge hinnehmen müssen. Diese Entwicklung wird begleitet von einem starken Rückgang der Bindung an den Flächentarif.

Die Bedeutung des Flächentarifvertrages für das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial wird in Kapitel 4 untersucht. Verglichen mit 1990, dem ersten Jahr, für das Daten verfügbar sind, können alle Frauen eine deutliche Verringerung ihres Lohnabschlages verzeichnen, aber auch in 2006 verdienen Frauen in Betrieben ohne Tarifbindung lediglich 77 Prozent des durchschnittlichen Männerlohnes, während ihr durchschnittlicher Lohn in Betrieben, die einen Flächentarifvertrag anwenden, immerhin 83 Prozent erreicht. Auch die Lohnschätzungen zeigen, dass insbesondere Frauen von einer Beschäftigung in Unternehmen, die Tarifverträge anwenden, profitieren können. So beträgt der durchschnittliche hypothetische Lohn, den Frauen aus tarifgebundenen Unternehmen in 2006 bei individueller Lohnvereinbarung erreichen könnten, nur 82 Prozent ihres tatsächlichen Lohnes, während Männer aus tarifgebundenen Betrieben in Unternehmen ohne Tarifbindung einen hypothetischen Durchschnittslohn in Höhe von 87 Prozent ihres tatsächlichen Lohnes erzielen könnten. Gleichzeitig scheinen Frauen besonders vom Rückgang der Flächentarifbindung betroffen zu sein. Zwischen 2001 und 2006 ging der Anteil der Frauen, die in tarifgebundenen Unternehmen beschäftigt waren von 71 auf 44 Prozent zurück, während im Bereich ohne Tarifbindung ein Anstieg von 14 auf 32 Prozent zu beobachten ist.

Das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial ist auch Gegenstand der Analysen in Kapitel 5. Hierfür stehen prozessproduzierte Personaldaten einer großen deutschen Aktiengesell-

schaft, die einen Flächentarifvertrag anwendet, für den Zeitraum 1999 bis 2005 auf Monatsbasis zur Verfügung. Aufgrund des Panelcharakters der Daten ist hier – im Gegensatz zu den Querschnittsdaten der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung – eine Kontrolle unbeobachteter Heterogenität der Beschäftigten möglich. Die Differenzierung nach Angestellten und Arbeitern ermöglicht entsprechende getrennte Analysen. Während der Lohnabstand bei den Arbeitern im Zeitablauf stabil bei etwa 14 bis 15 Prozent liegt, geht er bei den Angestellten von 23 Prozent in 1999 auf 20 Prozent in 2006 zurück. Die Zerlegung der Lohnlücke auf Basis von Lohnschätzungen mit individuellen Zufallseffekten zeigt, dass das Alter bei Eintritt in das Unternehmen als Proxy für allgemeines Humankapital einen großen Teil des geschlechtsspezifischen Lohndifferenzials zwischen männlichen und weiblichen Angestellten erklärt. Daneben zeigt sich bei Angestellten, insbesondere jedoch bei Arbeitern, eine starke Segregation der Frauen in die unteren Hierarchiestufen des Unternehmens, die erheblichen Einfluss auf den Lohnabstand zwischen den Geschlechtern hat. Analysen im Zeitablauf zeigen, dass die Lohnlücke mit der Dauer der Betriebszugehörigkeit bei Angestellten zurückgeht, bei Arbeitern dagegen ansteigt. Beide Entwicklungen können auf Basis von Theorien statistischer Diskriminierung erklärt werden. Firmenspezifisches Humankapital ist im untersuchten Unternehmen, das eine sehr spezielle Produktionstechnologie anwendet, insbesondere für Arbeiter von Bedeutung, während bei Angestellten der Erwerb allgemeinen Humankapitals wichtiger ist. Ausgehend davon, dass sich das Unternehmen an Investitionen in firmenspezifisches Humankapital beteiligen muss, werden diese Investitionen eher für Arbeiter mit einer höheren erwarteten Produktivität getätigt. Da Frauen im Durchschnitt weniger arbeiten und eine geringere Beschäftigungsstabilität aufweisen, besteht ein geringerer Anreiz in ihre firmenspezifischen Fähigkeiten zu investieren.

## **II Fairness und Unternehmenspolitik**

# **1 Wenn die Karriereleiter wegbricht: Fairness und der Abbau von Hierarchieebenen<sup>\*</sup>**

## **1.1 Einleitung**

Die Restrukturierung und Verflachung von Firmenhierarchien gewinnt bereits seit etlichen Jahren an Bedeutung (Lindbeck/Snowe 2000a). Zwischen 1993 und 1995 gaben knapp 27 Prozent der westdeutschen Betriebe an, dass sie Hierarchieebenen abgebaut hätten, im produzierenden Gewerbe waren es sogar fast 37 Prozent. Die Übertragung von Verantwortlichkeiten auf niedrigere Hierarchiestufen bejahten 42 Prozent, im produzierenden Gewerbe etwa 47 Prozent der Unternehmen (Bauer/Bender 2004, auf Basis des IAB-Betriebspanels). Von den befragten Betrieben im Branchenreport Dienstleistungen des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) gaben im 3. Quartal 2000 gut 28 Prozent an, dass sie Hierarchien abgeflacht hätten (Bertschek/Kaiser 2002). Diese Zahlen geben nur ein ungefähres Bild der Bedeutung des Hierarchieabbaus in Unternehmen, da in den Samples auch kleine Unternehmen ohne mehrstufige Hierarchien enthalten sind, weisen aber auf die Bedeutung der Problematik hin.

Der vorliegende Beitrag geht der Frage nach, welche Ursachen einer Verringerung von Hierarchieebenen zugrunde liegen, welche Konsequenzen sich daraus insbesondere für die Mitarbeiter ergeben und welche Bedeutung Fairnessabwägungen in diesem Zusammenhang haben. Während sich eine Anzahl von Untersuchungen mit den Produktivitätseffekten betrieblicher Reorganisationsmaßnahmen befasst (z. B. Zwick 2003, Bertschek/Kaiser 2002, Hübler/Jirjahn 2002), existieren über den Abbau von Hierarchieebenen unter dem Aspekt wahrgenommener Fairness bisher keine weiteren Studien. Viele Untersuchungen legen jedoch den Schluss nahe, dass Menschen sich reziprok verhalten, indem sie auf als fair wahrgenommene Aktivitäten mit freiwilliger Kooperation reagieren (z. B. Fehr/Kirchsteiger/Riedl 1993, Charness 2000, Abbink/Irlenbusch/Renner 2000). Insbesondere wenn Ar-

---

<sup>\*</sup> Für hilfreiche Kommentare danke ich Knut Gerlach, Christian Pfeifer und Gesine Stephan sowie zwei anonymen Gutachtern. Das Kapitel wurde veröffentlicht in der Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung, 38. Jg., H. 1, S. 68-86 (Sohr 2005).

beitnehmer die Intensität oder Art ihrer Arbeitsleistung variieren können, ist diese freiwillige Kooperation für ein Unternehmen sehr wertvoll (Fehr/Falk 2002).

Abschnitt 1.2 setzt sich mit möglichen Ursachen einer Abflachung von Hierarchien und den sich daraus insbesondere unter Fairnesserwägungen ergebenden Konsequenzen für die hierarchische Organisation auseinander. Die Entwicklung der Hypothesen zur wahrgenommenen Fairness im Rahmen eines Abbaus von Hierarchieebenen ist Gegenstand von Abschnitt 1.3. Abschnitt 1.4 beinhaltet eine Darstellung von Datensatz und Methodik, gefolgt von den Ergebnissen der Studierendenbefragung in Abschnitt 1.5. Der Beitrag schließt mit einem Fazit.

## **1.2 Theoretische Überlegungen**

### **1.2.1 Ursachen eines Hierarchieabbaus**

In der volkswirtschaftlichen Theorie der Unternehmung existieren verschiedene Erklärungsansätze zur Effizienz hierarchischer Unternehmensverfassungen (z. B. Knight 1921, Coase 1937, Alchian/Demsetz 1972, Calvo/Wellisz 1979, Calvo 1987). Grundlegende Veränderungen bei Produktionstechnologien, physischem Kapitalstock und Humankapital, aber auch hinsichtlich der Vorstellungen über eine optimale Organisation von Unternehmen scheinen sich mit vielstufigen hierarchischen Strukturen, die in der Regel durch geringe Flexibilität und lange Informationswege gekennzeichnet sind, jedoch nur noch schlecht vereinbaren zu lassen.

Lindbeck und Snower (1999, 2000a, 2000b) analysieren die Bedingungen, unter denen eine Restrukturierung für ein gewinnmaximierendes Unternehmen profitabel ist. Sie unterscheiden dabei zwei Organisationsformen: eine tayloristische, die durch eine streng funktionale Aufgabenspezialisierung und zentralisierte Entscheidungsprozesse gekennzeichnet ist, und eine holistische, die Jobrotation, Dezentralisierung der Entscheidungsprozesse und das Erlernen vielfältiger Aufgaben betont. Ausgangspunkt der Analyse ist der Trade-Off zwischen Erträgen aus Spezialisierung und der damit einhergehenden funktionalen Arbeitsteilung sowie Erträgen, die durch Nutzung von Komplementaritäten zwischen verschiedenen Aufgaben realisierbar sind. Komplementaritäten liegen z. B. vor, wenn

Kenntnisse und Fähigkeiten, die für eine bestimmte Aufgabe erworben wurden, auch die Arbeitsleistung bei der Erledigung anderer Tätigkeiten positiv beeinflussen. Insbesondere die Entwicklung im Bereich der Informations- und Kommunikationstechnologien in Verbindung mit einer allgemein besseren Ausstattung der Arbeitnehmer mit Humankapital begünstigt die Ausnutzung von Aufgabenkomplementaritäten und damit auch die Einführung holistischer anstelle tayloristischer Organisationsformen. Die Zentralisierung von Entscheidungen in der Hand leitender Mitarbeiter verliert an Gewicht, zumal die Transaktionskosten der Kommunikation innerhalb von Unternehmen deutlich sinken. Funktionale Organisationsstrukturen mit ihrer Trennung der Beschäftigten in Arbeiter auf der einen Seite und eine Management-Hierarchie auf der anderen Seite scheinen somit weniger profitabel zu sein (Snower 1999: 31 f.). Damit gewinnt auch der Abbau von Hierarchieebenen im Rahmen von Reorganisationsprozessen an Bedeutung.

### **1.2.2 Konsequenzen eines Hierarchieabbaus**

Die skizzierten Veränderungen haben Konsequenzen für die bestehenden Entgeltstrukturen im Unternehmen. Eine Abflachung von Hierarchien hat zunächst zur Folge, dass die qualifikatorische Nachfrage auf höheren Hierarchieebenen zurückgeht, da in der Regel diese gestrichen werden. Die damit im Allgemeinen verbundene Verlagerung von Verantwortlichkeiten auf untere Hierarchiestufen führt auf diesen wiederum zu einer steigenden qualifikatorischen Nachfrage, so dass dort steigende Löhne resultieren (Calvo/Wellisz 1979, Calvo 1987). Inwiefern ein Hierarchieabbau zu einer Kompression des hierarchischen Lohndifferenzials führt, hängt von Art und Umfang weitergehender Reorganisationsmaßnahmen auf den verbleibenden höheren Hierarchiestufen ab. Des Weiteren können auch Präferenzen für Status die Höhe des Lohndifferenzials beeinflussen (Frank 1984, 2004: 100 f.). In holistisch organisierten Unternehmen kann davon ausgegangen werden, dass die Zusammenarbeit zwischen den Mitarbeitern eher eng ist, wodurch Vergleiche unter den Beschäftigten erleichtert werden. Eine flachere Einkommenshierarchie entspräche daher unter Statuserwägungen den Anforderungen einer optimalen Arbeitsorganisation.

Zudem bedeuten flachere Hierarchien geringere Möglichkeiten zum Aufstieg im Unternehmen. Gerade in internen Arbeitsmärkten wirkt Hierarchie auch als Anreizinstrument, da sie Arbeitnehmern auf wohldefinierten Karrierepfaden einen Aufstieg innerhalb der Unter-

nehmenshierarchie ermöglicht. Ein wesentlicher Anreizaspekt in der Tournament-Theorie (Lazear/Rosen 1981), neben der signifikanten Entgelterhöhung, die Mitarbeiter im Falle einer Beförderung erwarten können, ist der Optionswert einer Teilnahme an weiteren Beförderungswettbewerben. Werden Hierarchieebenen abgebaut, sinkt dieser Optionswert, so dass die Beschäftigten möglicherweise weniger Anreize sehen, mit hoher Motivation zu arbeiten – insbesondere wenn sie in der Folge ihre Beförderungsaussichten negativ beurteilen. Unternehmen stehen letztlich vor dem Problem, alternative Anreize zu setzen, wobei auch zu berücksichtigen ist, dass sich der Wettbewerb um die verbliebenen Beförderungsstellen verschärft. Beschäftigte könnten daher zur Erhöhung ihrer Erfolgsaussichten im Beförderungswettbewerb ihr Verhalten auch dahingehend ändern, dass sie ihre Arbeitsanstrengung steigern und/oder versuchen die Arbeit ihrer Konkurrenten zu sabotieren. Zu Letzterem besteht in holistisch organisierten Unternehmen eher die Möglichkeit, weil die Mitarbeiter hier viel enger kooperieren als in tayloristisch geprägten Firmen, in denen die Arbeitsplätze deutlich voneinander abgegrenzt sind (Kräkel 1997: 541 f.). Andererseits könnten insbesondere gut qualifizierte Mitarbeiter auf verschlechterte Karrierebedingungen mit Abwanderung zu Konkurrenzunternehmen reagieren.

Der Abbau von Hierarchieebenen hat letztlich zwei wesentliche Konsequenzen. Zum einen wird die Arbeitsbelastung auf den verbleibenden Hierarchieebenen in vielen Fällen zunehmen, gleichzeitig wird die Tätigkeit aber auch variantenreicher. Präferenzen der Arbeitnehmer für eine vielseitige Beschäftigung könnten einen dämpfenden Effekt auf die Höhe einer als angemessen wahrgenommenen Kompensation für entgangene Beförderungen haben. Für den Unternehmenserfolg ist es daher von entscheidender Bedeutung, wie der Abbau von Hierarchieebenen implementiert wird und welche Mitarbeiter davon negativ betroffen sind. Dabei ist zu berücksichtigen, dass eine Kompensation der Beschäftigten für mögliche Nachteile als Konsequenz der Restrukturierung dem Ziel einer Steigerung des Unternehmenserfolgs zunächst einmal zuwiderläuft. Andererseits sind Unternehmen zur Erreichung ihrer Ziele auf die Kooperation der Beschäftigten angewiesen. Dies ist umso wichtiger, als sich die Vertragsparteien bei der Einstellung zwar darüber einig sind, dass bestimmte Leistungsstandards erfüllt werden müssen. Der Vertrag wird aber insoweit implizit sein, als die Mitarbeiter nicht laufend für ihre aktuellen Leistungen belohnt werden, sondern in einer hierarchischen Organisation als Kompensation für gute Leistungen in der Gegenwart Chancen auf Beförderung mit höherer Bezahlung in der Zukunft erhalten



(Akerlof 1982: 545). Somit sind auch negative Effekte zu erwarten, wenn sich das Unternehmen über die Präferenzen der Beschäftigten hinwegsetzt.

### **1.2.3 Fairness- und Reziprozitätsnormen im Reorganisationsprozess**

Das Verhalten von Menschen wird auch von sozialen Präferenzen beeinflusst, die sich u. a. in der Beachtung von Fairness- und Reziprozitätsnormen ausdrücken. Im Unternehmen dienen vor allem Vergleiche mit anderen Arbeitnehmern, aber auch mit der eigenen Vergangenheit als Grundlage für Vorstellungen über Fairness (Fehr/Falk 2002: 689). Bei einer Reduzierung von Hierarchieebenen verlieren vor allem die Gruppen der unteren Vorgesetzten und des mittleren Managements. Dem Verlust von Vergünstigungen, Status und Autorität stehen häufig keine Kompensationsgewinne gegenüber. Zudem bedeutet eine flachere Hierarchie regelmäßig geringere Chancen auf Beförderungen, d. h. auf einen Aufstieg im Unternehmen. Eine Fallstudie von Kanter (1977) zeigt, dass sich Arbeitnehmer mit verschlechterten Beförderungschancen in Organisationen, die Beförderungen als Anreizinstrument betonen, und in deren Kultur Beförderungen auch mit Status verbunden sind, unter Umständen als Verlierer verstehen.

Die Implikationen der Theorie des sozialen Austauschs (Homans 1961) legen nahe, dass Arbeitnehmer, die eine geringere als die als fair empfundene Gegenleistung erhalten, hierauf mit einer Verringerung ihrer Arbeitsleistung reagieren. Zwei Dimensionen von Gerechtigkeit sind in diesem Zusammenhang von besonderer Bedeutung: Distributive und prozedurale Gerechtigkeit. Die Equity-Theorie (Adams 1965) sieht eine Austauschbeziehung von distributiver Gerechtigkeit geprägt, wenn die Gewinne der Beteiligten jeweils proportional zu ihren Investitionen sind. Entscheidend ist, wie eine Person das Verhältnis aus Erträgen und Inputs wahrnimmt, das mit dem anderer relevanter Personen verglichen wird. Die Wahrnehmung prozeduraler Gerechtigkeit ist tendenziell mit der Wahrnehmung distributiver Gerechtigkeit, d. h. also mit den Konsequenzen von Handlungen, verbunden (Baron/Kreps 1999: 108). Insbesondere negative Ergebnisse werden als fairer bewertet, wenn sie unter Einhaltung als fair empfundener Prozeduren zustande gekommen sind (Greenberg 1987). Zudem kann eine als unfair wahrgenommene Behandlung auch Auswirkungen auf Personen haben, die nicht unmittelbar betroffen sind. So zeigen Brockner et al. (1987) und Brockner, Tyler und Cooper-Schneider (1992), dass die Weiterbeschäftigten

nach einer Entlassungswelle ein deutlich geringeres Engagement für das Unternehmen zeigten, wenn sie die Entlassungen als ungerecht beurteilten.

Untersuchungen, die sich auf Grundlage der Implikationen der Equity-Theorie mit der Bedeutung von Status und Berufstiteln auseinandersetzen, belegen eine signifikante Abnahme der Arbeitszufriedenheit und der Arbeitsanstrengung, insbesondere wenn sich durch Veränderungen von Status und/oder Entlohnung ein Gefühl der „Unterbezahlung“ im Vergleich zur Referenzsituation einstellt (Greenberg 1995: Kap. 15, 17). Eine entscheidende Rolle dürfte hier die Verlustaversion als Kernaspekt referenzbasierter Präferenzen spielen. Die Wahrnehmung eines Verlustes relativ zum Status quo oder anderen Referenzpunkten ist verglichen mit der Wahrnehmung eines Gewinns viel stärker ausgeprägt. Gleichzeitig übertreiben Menschen die Dauer von Gefühlen bezogen auf einen erreichten Gewinn oder einen erlittenen Verlust und neigen daher zu Überreaktionen (Rabin 2002: 662 f.). Zudem hängt die wahrgenommene Fairness einer Transaktion zum großen Teil von den Vorzeichen der Ergebnisse für den Agenten und die betroffenen Individuen ab. Analysen individueller Wahl legen in diesem Zusammenhang nahe, dass der Disnutzen eines als Verlust kodierten Ergebnisses als größer eingeschätzt wird, als der Disnutzen desselben als Streichung eines Gewinns kodierten Ergebnisses (Kahneman/Knetsch/Thaler 1986: 731 f.). Reaktionen auf eine Überbezahlung fallen dagegen nicht so deutlich aus. Abbink, Irlenbusch und Renner (2000) können in einer experimentellen Studie zur Bedeutung von Reziprozität und Vergeltung in unvollständigen Verträgen zeigen, dass eine ungleiche Verteilung von den Betroffenen eher akzeptiert wird, wenn sie zu ihren Gunsten ausfällt.

Für den Abbau von Hierarchieebenen folgt daraus, dass die wahrgenommene Fairness im Reorganisationsprozess Konsequenzen für den Unternehmenserfolg haben kann.<sup>1</sup> Fühlen sich die unmittelbar betroffenen Mitarbeiter unfair behandelt, so kann davon ausgegangen werden, dass dies auch Auswirkungen auf ihre Motivation und ihre Arbeitsanstrengung haben wird. Arbeitnehmer mit einer Präferenz für reziprokes Verhalten werden einen Abbau von Hierarchie mit entsprechenden Folgen für Beförderungen und Karriereperspektiven unter Umständen als Verletzung des impliziten Vertrages mit dem Arbeitgeber anse-

---

<sup>1</sup> Für einen detaillierten Überblick zur Gerechtigkeit in Unternehmen und zur Gerechtigkeit in Reorganisationsprozessen vgl. z. B. Schreyögg/Conrad 2004, Lengfeld/Liebig/Sydow 2003.

hen, sich im Gegenzug weniger loyal zeigen und sich zu einer geringeren Arbeitsleistung verpflichtet sehen.

### **1.3 Hypothesen**

#### **1.3.1 Ursachen des Hierarchieabbaus**

Die in der Studierendenbefragung vorgelegten Szenarien unterscheiden drei Ursachen eines Hierarchieabbaus: Die Einführung einer moderneren und flexibleren Informations- und Kommunikationstechnologie (IuK) begünstigt die Ausnutzung von Aufgabenkomplementaritäten, die durch eine vielstufige Hierarchie eher behindert wird. Eine veränderte Produktnachfrage am Absatzmarkt repräsentiert eine rein exogene Ursache eines Abbaus von Hierarchieebenen. Ein Vergleich mit Szenarien, in denen Verbesserungsvorschläge aus der Belegschaft zum Hierarchieabbau führen, soll schließlich Aufschluss über die Bedeutung von Reziprozität im Reorganisationsprozess geben.

Die Bewertung der Fairness eines Szenarios wird wesentlich von der Referenztransaktion beeinflusst, die dieser Beurteilung zugrunde liegt. Nach dem „Prinzip des dualen Anspruchs“ haben die Beteiligten einer Transaktion einen Anspruch auf die Bedingungen der Referenztransaktion. Für Unternehmen folgt daraus, dass ihnen ihr Referenzgewinn zusteht. Eine Firma darf jedoch nicht ihren Gewinn erhöhen, indem sie den Anspruch der bei ihr beschäftigten Arbeitnehmer willkürlich verletzt. Ist jedoch der Referenzgewinn des Unternehmens bedroht, kann dies neue Bedingungen schaffen, die einen Schutz dieses Gewinns auf Kosten der Mitarbeiter rechtfertigen (Kahneman/Knetsch/Thaler 1986: 729 f.).

Menschen werden es daher im Allgemeinen als fairer empfinden, wenn Arbeitgeber auf einen exogenen Schock reagieren, als wenn sie die Initiative ergreifen und den Beschäftigten hieraus Nachteile entstehen. Dementsprechend ist anzunehmen, dass Umsetzungen in eine niedrigere Hierarchieebene, Boni-Reduzierungen und der Wegfall zugesagter Beförderungen größtenteils als fair angesehen werden, wenn sie auf eine veränderte Produktnachfrage, die die Existenz des Unternehmens bedroht, zurückzuführen sind. Die Einführung einer moderneren Technologie ist für den Arbeitgeber schwächer exogen als eine niedrigere Produktnachfrage und dürfte zudem dazu beitragen, dass das Unternehmen ge-

genüber der Referenzsituation profitabler wird. Die Maßnahmen, von denen die Arbeitnehmer im Zuge des Hierarchieabbaus betroffen sind, dürften daher von den Befragten als fairer angesehen werden, wenn sie aufgrund einer veränderten Produktnachfrage erfolgen, als wenn sie auf eine modernere und flexiblere IuK zurückzuführen sind. Wie die Einführung einer neuen Technologie dürfte auch die Umsetzung von Verbesserungsvorschlägen aus der Belegschaft die Zahlungsfähigkeit des Unternehmens erhöhen oder dies zumindest zum Ziel haben. Letzteres verletzt zudem die Norm der Reziprozität, die nahe legt, dass der Arbeitgeber auf Vorschläge der Arbeitnehmer mit Bonuszahlungen oder anderen Vergünstigungen reagieren sollte und nicht mit deren Verringerung oder mit dem Wegfall zugesagter Beförderungen. Es ist daher anzunehmen, dass die Mehrzahl der Befragten negative Konsequenzen einer Restrukturierung auf Basis von Verbesserungsvorschlägen aus der Belegschaft als am wenigsten fair ansehen dürfte (Charness/Levine 2000: 386 f.). Diese Überlegungen führen zu

*Hypothese 1: Die Konsequenzen eines Hierarchieabbaus werden von den Betroffenen als fairer bewertet, wenn sie mit einer veränderten Produktnachfrage begründet werden, als weniger fair angesehen, wenn sie aufgrund der Einführung einer modernen IuK erfolgen, und als unfair betrachtet, wenn sie auf Verbesserungsvorschläge von Arbeitnehmern zurückzuführen sind.*

### **1.3.2 Alternative personalwirtschaftliche Maßnahmen**

Die Umsetzung in eine niedrigere Hierarchieebene bedeutet den Verlust von Status und in einzelnen Szenarien auch den Verlust von Verantwortung, wenn den Betroffenen die Aufgaben dieser niedrigeren Ebene zugewiesen werden. Die Studien von Greenberg (1995) haben gezeigt, dass selbst ein vorübergehender Verlust von Status zu einem deutlichen Rückgang der Arbeitszufriedenheit und auch der Arbeitsleistung führen kann. Einkommensverluste – in den entsprechenden Szenarien durch die Streichung der jährlichen Bonuszahlung repräsentiert – dürften diesen Effekt noch verstärken. Andererseits folgt aus den Implikationen der Equity-Theorie, dass eine Herabstufung unter Beibehaltung zuvor gewährter Bonuszahlungen bei den Betroffenen ein Gefühl der Überbezahlung im Vergleich mit den nun gleichrangigen Kollegen zur Konsequenz haben müsste. Allerdings zeigt die empirische Evidenz (vgl. Abschnitt 1.2.3), dass Reaktionen auf ein Gefühl der

Überbezahlung weniger deutlich ausfallen und ungleiche Verteilungen eher akzeptiert werden, wenn sie zugunsten der Betroffenen ausfallen. Diese Überlegungen führen zu

*Hypothese 2a: Die Umsetzung in eine niedrigere Hierarchiestufe mit Übertragung der dort zu erledigenden Aufgaben wird eher als unfair angesehen.*

*Hypothese 2b: Die Umsetzung auf die niedrigere Hierarchieebene wird als weniger unfair beurteilt, wenn lediglich die Aufgaben an die neue Funktion angepasst werden, die auf der bisherigen höheren Stufe übliche Bonuszahlung aber erhalten bleibt.*

Zudem verengt organisatorischer Wandel, und hier insbesondere auch der Abbau von Hierarchieebenen, die Karrierepfade der Beschäftigten schon deshalb, weil es weniger Beförderungsmöglichkeiten gibt. Enttäuschte Erwartungen hinsichtlich der eigenen Karriere werden die Bereitschaft zu einer hoch motivierten Arbeitsanstrengung zurückgehen lassen, wenn auch mittel- und langfristig nur eine unsichere Perspektive besteht, die Erträge solcher Vorleistungen zu erhalten (Seifert/Pawlowsky 1998: 604). Auch hier kann argumentiert werden, dass die Norm der Reziprozität verletzt wird, wenn ein Mitarbeiter, der sich bereits für eine Beförderung qualifiziert hatte und diese auch erwarten durfte, aufgrund eines Hierarchieabbaus nicht befördert wird. Es ist anzunehmen, dass die Befragten die entgangene Beförderung unter diesen Umständen als unmittelbaren Verlust wahrnehmen. Dies führt zu

*Hypothese 2c: Eine verringerte Motivation als Reaktion auf eine Rückstufung in eine untere Hierarchieebene und eine damit einhergehende Reduzierung von Bonuszahlungen wird als fairer angesehen als eine verringerte Motivation aufgrund einer wegen der Reorganisation entgangene Beförderung.*

Daneben dürfte die Streichung von Hierarchieebenen in der Regel zu einer Verlagerung von Aufgaben nach unten führen. In zwei Szenarien wurde daher die Übertragung zusätzlicher Aufgaben auf die unterhalb der gestrichenen Stufe angesiedelte Hierarchieebene thematisiert. Auch hier dürfte die Norm der Reziprozität bei Agenten mit entsprechenden Präferenzen eine entscheidende Rolle spielen. Die Mitarbeiter, denen zusätzliche Aufgaben übertragen werden, stehen nicht nur einer steigenden Arbeitsbelastung gegenüber, sondern verlieren gleichzeitig Aufstiegspektiven. Es ist daher anzunehmen, dass die meisten

Beschäftigten eine solche Maßnahme als unfair ansehen, wenn sie nicht angemessen kompensiert werden. Wobei das Ausmaß einer als fair wahrgenommenen Kompensation auch von den Präferenzen der betroffenen Arbeitnehmer für vielfältige Aufgaben abhängig ist. Dies führt zu

*Hypothese 2d: Die Übertragung zusätzlicher Aufgaben aus der gestrichenen Hierarchieebene wird als fairer beurteilt, wenn sie mit der Gewährung einer zusätzlichen Entgeltzahlung verbunden ist, als wenn die Aufgabenübertragung entgeltneutral erfolgt.*

### **1.3.3 Merkmale der Befragten**

Die Beurteilung der Szenarien kann auch in Abhängigkeit von unterschiedlichen Fairnessstandards der Befragten variieren. Zwischen verschiedene Personen sind z. B. kognitive Differenzen denkbar, die sich in einem unterschiedlichen Erfahrungshorizont der Befragten äußern können (Charness/Levine 2002: 403). So könnte die Tatsache, dass 30,9 Prozent der befragten Studierenden bereits eine Berufsausbildung absolviert haben, während die übrigen über diese Erfahrung nicht verfügen, zu unterschiedlichen Bewertungen führen. Auswirkungen kognitiver Unterschiede sind auch im Vergleich von Studierenden des Haupt- und des Grundstudiums vorstellbar. Die Studierenden im Hauptstudium sind schon stärker ökonomisch vorgebildet und beurteilen manche Szenarien vor diesem Hintergrund vielleicht anders. Zudem sind sie im Durchschnitt 3,24 Jahre älter als ihre Kommilitonen im Grundstudium. Im Hauptstudium haben vermutlich auch schon einige Studierende Praktika in größeren Unternehmen absolviert, so dass sie sich möglicherweise besser in die Lage von Arbeitnehmern hineinversetzen können. Dies führt zu

*Hypothese 3a: Studierende im Hauptstudium beurteilen einzelne Szenarien signifikant anders als diejenigen im Grundstudium, wobei die Richtung der Unterschiede nicht eindeutig vorhersagbar ist.*

Unterschiedliche Beurteilungen sind zudem zwischen Frauen und Männern denkbar. Hierzu gibt es etliche Experimente in der Soziologie und der Ökonomie, die zwar zu uneinheitlichen Ergebnissen kommen, aber doch zeigen, dass Frauen tendenziell zu mehr Kooperation neigen. Gleichzeitig reagieren sie sensibler auf die Urteile anderer. Dies hat

zur Folge, dass Frauen weniger kooperativ wirken, wenn sie befürchten, dass in bestimmten Situationen ihr Ansehen leiden könnte. Eckel und Grossman (1996) zeigen in diesem Zusammenhang in einem einfachen „Punishment“-Spiel, in dem die Spieler sich entscheiden müssen, ob sie einen größeren Kuchen mit einem „bösen“ Partner oder einen kleineren Kuchen mit einem „guten“ teilen, dass Männer Entscheidungen eher auf Basis von Prinzipien zu treffen scheinen, während Frauen stärker auf Veränderungen von Parametern im Umfeld des Entscheidungsprozesses reagieren. Die Autoren kommen zu dem Schluss, dass Männer aus diesem Grund hinsichtlich ihres Reservationslohnsatzes rigider sind und unabhängig von ökonomischen Rahmenbedingungen stärker an einem gegebenen Lohn festhalten. Frauen scheinen dagegen flexibler zu sein und ihren Reservationslohn als Reaktion auf Veränderungen ökonomischer Umstände eher anzupassen. Dies führt zu:

*Hypothese 3b: Frauen beurteilen eine Umsetzung auf eine niedrigere Hierarchieebene bzw. die Übertragung zusätzlicher Aufgaben als weniger unfair als Männer.*

## **1.4 Datensatz und Methodik**

Grundlage für die empirische Untersuchung ist eine im Wintersemester 2003/2004 durchgeführte schriftliche Befragung von 230 Studenten und 175 Studentinnen der Wirtschaftswissenschaften an der Universität Hannover, davon 257 im Grund- und 148 im Hauptstudium. Die Befragten sind im Durchschnitt 22,6 Jahre alt. Das Sample ist zwar nicht repräsentativ, aber dennoch aussagekräftig. Verschiedene Befragungen zu Fairness zeigen, dass sich Studierende nicht wesentlich von anderen Bevölkerungsgruppen unterscheiden (vgl. für einen Überblick Konow 2003). So wurden viele Ergebnisse der Telefonbefragungen Erwachsener, die Kahneman, Knetsch und Thaler (1986) durchführten, im Wesentlichen auch dann repliziert, wenn Studierende befragt wurden (Konow 2003, 2001). Die Studierenden wurden gebeten zu verschiedenen Szenarien im Zusammenhang mit dem Abbau von Hierarchieebenen, deren Aufbau sich an einer Studie von Charness und Levine (2000) zur Akzeptanz von Entlassungen orientiert, eine Fairnesseinschätzung abzugeben. Szenarien bieten die Möglichkeit, auch den Kontext, in dem Reorganisationsprozesse ablaufen können, und dessen Einfluss auf Fairnessurteile zu berücksichtigen (Konow 2003: 1992 f.).

Der detaillierte Aufbau der Szenarien wird im Anhang erläutert. Es wurden vier Varianten des Fragebogens entwickelt, wobei jede Version jeweils drei bzw. vier Fragen beinhaltet. Die Bögen wurden nach dem Zufallsprinzip in zwei Vorlesungen des Grundstudiums und einer Vorlesung des Hauptstudiums verteilt. Ausgangsbasis eines jeden Fragebogens ist eine gegebene funktionale Organisationsstruktur im Verwaltungsbereich eines fiktiven Industrieunternehmens (s. Abb. 1 im Anhang). In jeder Variante wird eine Ausgangssituation vorgegeben, in die sich die Studierenden hineinversetzen und vor deren Hintergrund sie ihr Fairnessurteil abgeben sollen. In den Fragebogenvarianten I und II sollten die Studierenden dabei die Perspektive von Beschäftigten der gestrichenen Hierarchieebene und in den Varianten III und IV die von Beschäftigten der darunter liegenden Hierarchieebene einnehmen. Jede Frage beginnt mit einer Beschreibung der Ursache des Abbaus der vierten Hierarchieebene. Danach wird beschrieben, wie sich die Tätigkeit des bzw. der Befragten und/oder von Kollegen im Unternehmen durch die Restrukturierung ändert. Schließlich wird angegeben, ob und ggf. wie sich die Veränderungen auf das Entgelt auswirken. Eine Abwandlung beinhaltet die Reaktion eines Kollegen auf die ihn betreffenden Umstrukturierungen.

Die Studierenden wurden dann gefragt, ob sie die Umsetzung bzw. in den entsprechenden Fragen die Übertragung zusätzlicher Aufgaben als vollkommen fair, akzeptabel, eher unfair oder sehr unfair beurteilen. Vergleichsfragen, die sich lediglich in einem Aspekt unterscheiden, wurden in verschiedenen Fragebogen aufgenommen. Hierdurch sollte vermieden werden, dass die Befragten ihre Antworten auf Vermutungen über die Erwartungen oder Hypothesen der Autorin stützen (Charness/Levine 2000: 386).

Die Antworten wurden wie folgt kodiert: 0 = „sehr unfair“, 1 = „eher unfair“, 2 = „akzeptabel“ und 3 = „vollkommen fair“. Als leicht zu lesende Zusammenfassungen in Hinsicht auf das Ausmaß der Differenzen zwischen einzelnen Szenarien bzw. zwischen verschiedenen Gruppen von Befragten werden die Mittelwerte der Fairnessbewertungen herangezogen, auch wenn damit implizit unterstellt ist, dass die Abstände zwischen den Ausprägungen über die gesamte ordinale Skala gleich sind. Die Tabellen 1 und 2 weisen die absoluten Häufigkeiten der gegebenen Antworten und die Mittelwerte getrennt nach Grund- und Hauptstudium bzw. nach Frauen und Männern aus.



**Tabelle 1: Deskriptive Ergebnisse getrennt nach Grund- und Hauptstudium**

Szenario	Grundstudium					Hauptstudium				
	V	A	E	S	MW	V	A	E	S	MW
<b>I1*</b> : Einführung moderner IuK, einfache Herabstufung, entgeltneutral	3	32	23	6	1,50	0	20	17	2	1,46
<b>I2*</b> : Veränderte Produktnachfrage, Herabstufung mit Übertragung besonderer Funktionen, entgeltneutral	12	45	6	1	2,06	8	27	4	0	2,10
<b>I3a*</b> : Arbeitnehmerschlüsse, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung	2	5	30	27	0,72	0	2	23	14	0,69
<b>I3b*</b> : Arbeitnehmerschlüsse, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung, Betroffene sind weniger motiviert	11	28	18	7	1,67	8	24	7	0	2,03
<b>II1*</b> : Einführung moderner IuK, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung	1	10	41	14	0,97	2	8	19	6	1,17
<b>II2*</b> : Arbeitnehmerschlüsse, Herabstufung mit Übertragung besonderer Funktionen, entgeltneutral	8	43	15	0	1,89	9	19	5	2	2,00
<b>II3a*</b> : Veränderte Produktnachfrage, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung	1	22	31	12	1,18	1	14	15	6	1,28
<b>II3b*</b> : Veränderte Produktnachfrage, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung, Betroffene sind weniger motiviert	2	38	19	7	1,53	2	22	10	2	1,67
<b>III1**</b> : Einführung moderner IuK, Umsetzung in anderen Bereich statt Beförderung, entgeltneutral	1	19	32	7	1,24	2	21	13	4	1,53
<b>III2**</b> : Einführung moderner IuK, Übertragung zusätzlicher Aufgaben, entgeltneutral	1	17	27	15	1,07	0	9	20	11	0,95
<b>III3**</b> : Veränderte Produktnachfrage, Wegfall Beförderung, Betroffene sind weniger motiviert	1	27	22	10	1,32	1	20	18	1	1,53
<b>IV1**</b> : Arbeitnehmerschlüsse, Umsetzung in anderen Bereich statt Beförderung, entgeltneutral	4	18	33	12	1,21	0	4	24	5	0,97
<b>IV2**</b> : Einführung moderner IuK, Übertragung zusätzlicher Aufgaben, Zahlung eines zusätzlichen Teambonus	3	41	16	7	1,60	3	15	15	0	1,64
<b>IV3**</b> : Einführung moderner IuK, Wegfall Beförderung, Betroffene sind weniger motiviert	3	23	32	9	1,30	0	23	9	1	1,67

Anmerkungen: \*Ausgangssituation: Betroffene sind auf der Hierarchieebene beschäftigt, die gestrichen wird; \*\*Ausgangssituation: Betroffene sind auf der Hierarchieebene unterhalb der gestrichenen beschäftigt. Anzahl der Befragten, die die jeweilige Antwort gegeben haben: V = vollkommen fair, A = akzeptabel, E = eher unfair, S = sehr unfair; MW = Mittelwert.

**Tabelle 2: Deskriptive Ergebnisse getrennt nach Frauen und Männern**

Szenario	Männer					Frauen				
	V	A	E	S	MW	V	A	E	S	MW
<b>I1*</b> : Einführung moderner IuK, einfache Herabstufung, entgeltneutral	2	34	14	4	1,63	1	18	26	4	1,33
<b>I2*</b> : Veränderte Produktnachfrage, Herabstufung mit Übertragung besonderer Funktionen, entgeltneutral	12	36	6	0	2,11	8	36	4	1	2,04
<b>I3a*</b> : Arbeitnehmerschlüsse, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung	1	5	29	19	0,78	1	2	24	22	0,63
<b>I3b*</b> : Arbeitnehmerschlüsse, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung, Betroffene sind weniger motiviert	8	27	13	6	1,69	11	25	12	1	1,94
<b>II1*</b> : Einführung moderner IuK, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung	2	14	39	7	1,18	1	4	21	13	0,82
<b>II2*</b> : Arbeitnehmerschlüsse, Herabstufung mit Übertragung besonderer Funktionen, entgeltneutral	10	38	13	1	1,92	7	24	7	1	1,95
<b>II3a*</b> : Veränderte Produktnachfrage, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung	1	26	27	8	1,32	1	10	19	10	1,05
<b>II3b*</b> : Veränderte Produktnachfrage, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung, Betroffene sind weniger motiviert	1	36	19	6	1,52	3	24	10	3	1,68
<b>III1**</b> : Einführung moderner IuK, Umsetzung in anderen Bereich statt Beförderung, entgeltneutral	1	24	26	6	1,35	2	16	19	5	1,36
<b>III2**</b> : Einführung moderner IuK, Übertragung zusätzlicher Aufgaben, entgeltneutral	1	13	23	21	0,90	0	13	24	5	1,19
<b>III3**</b> : Veränderte Produktnachfrage, Wegfall Beförderung, Betroffene sind weniger motiviert	1	29	21	7	1,41	1	18	19	4	1,38
<b>IV1**</b> : Arbeitnehmerschlüsse, Umsetzung in anderen Bereich statt Beförderung, entgeltneutral	3	10	33	10	1,11	1	12	24	7	1,16
<b>IV2**</b> : Einführung moderner IuK, Übertragung zusätzlicher Aufgaben, Zahlung eines zusätzlichen Teambonus	5	35	13	3	1,75	1	21	18	4	1,43
<b>IV3**</b> : Einführung moderner IuK, Wegfall Beförderung, Betroffene sind weniger motiviert	3	27	20	6	1,48	0	19	21	4	1,34

Anmerkungen: \*Ausgangssituation: Betroffene sind auf der Hierarchieebene beschäftigt, die gestrichen wird; \*\*Ausgangssituation: Betroffene sind auf der Hierarchieebene unterhalb der gestrichenen beschäftigt. Anzahl der Befragten, die die jeweilige Antwort gegeben haben: V = vollkommen fair, A = akzeptabel, E = eher unfair, S = sehr unfair; MW = Mittelwert.

Aufgrund der ordinalen Skalierung wird für die statistischen Tests ein zweiseitiger Wilcoxon-Mann-Whitney-Test für nicht verbundene Stichproben angewendet. Dieser Test benötigt im Gegensatz zum üblichen t-Test keine Annahme über die Abstände zwischen den Ausprägungen. Ausgehend von zwei unabhängigen Samples aus zwei Grundgesamtheiten behauptet die Nullhypothese die Gleichheit der Verteilung beider Samples (Siegel/Castellan 1988). Zusätzlich werden binäre Probitmodelle geschätzt, wobei die abhängige Variable die Fairnessbewertung ist. Die vierstufige Skala wird hierzu dichotomisiert und nimmt den Wert 1 an, wenn ein Szenario mit „akzeptabel“ oder „vollkommen fair“ bewertet wird, und den Wert 0 bei einer Bewertung mit „eher unfair“ oder „sehr unfair“. Die Merkmale der einzelnen Szenariendimensionen werden in Anlehnung an die Methode des faktoriellen Surveys (Rossi/Anderson 1982, Beck/Opp 2001) als kategorial unabhängige Variablen kodiert. Als Kontrollvariablen für soziodemographische Faktoren werden Studienabschnitt, Geschlecht, Alter, Herkunftsregion (Ost-/Westdeutschland) und Berufsausbildung der Studierenden aufgenommen. Die Modelle werden mit robusten Standardfehlern geschätzt, da nicht davon ausgegangen werden kann, dass die Fairnessbewertungen einer Person unabhängig voneinander erfolgen (Beck/Opp 2001: 297). Zudem werden für die beiden Ausgangssituationen, die den Szenarien zugrunde liegen, getrennte Schätzungen durchgeführt, um das Problem der starken Multikollinearität einiger Szenariendimensionen abzuschwächen.

## **1.5 Empirische Ergebnisse**

Insgesamt bewerteten 38,4 Prozent der Befragten die Szenarien als „akzeptabel“ und 42 Prozent als „eher unfair“. Die extremen Bewertungen „sehr unfair“ und „vollkommen fair“ gaben nur 13,3 bzw. 6,3 Prozent der Befragten ab. In einem allgemeinen Überblick zeigt Tabelle 3, wie hoch in den einzelnen Szenarien jeweils der Anteil der Befragten ist, die dieses Szenario als fair bewerten.

Hier kann zunächst festgestellt werden, dass die Antworten im Wesentlichen in die erwartete Richtung gehen. So beurteilt nur ein geringer Anteil der Befragten (8,7 Prozent) die Umsetzung in eine niedrigere Hierarchieebene aufgrund von Verbesserungsvorschlägen aus der Belegschaft bei gleichzeitiger Reduzierung von Bonuszahlungen als fair. Liegt jedoch der Grund in der Einführung einer moderneren und flexibleren IuK beträgt der Anteil

derjenigen, die diese Maßnahme als fair beurteilen, 20,8 Prozent und beläuft sich im Fall einer veränderten Nachfrage, die das wirtschaftliche Überleben des Unternehmens bedroht, auf 37,3 Prozent. Die Ergebnisse aus Tabelle 3 weisen auch darauf hin, dass die Konsequenzen eines Hierarchieabbaus für die Mitarbeiter das Fairnessurteil beeinflussen. Eine Mehrheit der Befragten (62 Prozent) findet die Übertragung zusätzlicher Aufgaben fair, wenn dies mit der Gewährung einer zusätzlichen Bonuszahlung verbunden ist, wohingegen eine entgeltneutrale Aufgabenübertragung nur von gut 25 Prozent als fair beurteilt wird. Auffallend ist daneben, dass die Umsetzung in die niedrigere Hierarchieebene unabhängig von den Ursachen von einem hohen Anteil der Befragten als fair betrachtet wird (89,3 bzw. 78,2 Prozent), wenn die betroffenen Mitarbeiter dort besondere Funktionen zugewiesen bekommen und keine Einkommensverluste hinnehmen müssen.

**Tabelle 3: Anteil als akzeptabel bzw. vollkommen fair bewertender Personen**

Szenario	Anteil in %	Szenario	Anteil in %
<b>II*</b> : Einführung moderner IuK, einfache Herabstufung, entgeltneutral	53,4	<b>III1**</b> : Einführung moderner IuK, Umsetzung in anderen Bereich statt Beförderung, entgeltneutral	43,4
<b>II2*</b> : Veränderte Produktnachfrage, Herabstufung mit Übertragung besonderer Funktionen, entgeltneutral	89,3	<b>III2**</b> : Einführung moderner IuK, Übertragung zusätzlicher Aufgaben, entgeltneutral	26,0
<b>II3a*</b> : Arbeitnehmerschlüsse, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung	8,7	<b>III3**</b> : Veränderte Produktnachfrage, Wegfall Beförderung, Betroffene sind weniger motiviert	49,0
<b>II3b*</b> : Arbeitnehmerschlüsse, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung, Betroffene sind weniger motiviert	68,9	<b>IV1**</b> : Arbeitnehmerschlüsse, Umsetzung in anderen Bereich statt Beförderung, entgeltneutral	26,0
<b>III1*</b> : Einführung moderner IuK, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung	20,8	<b>IV2**</b> : Einführung moderner IuK, Übertragung zusätzlicher Aufgaben, Zahlung eines zusätzlichen Teambonus	62,0
<b>II2*</b> : Arbeitnehmerschlüsse, Herabstufung mit Übertragung besonderer Funktionen, entgeltneutral	78,2	<b>IV3**</b> : Einführung moderner IuK, Wegfall Beförderung, Betroffene sind weniger motiviert	49,0
<b>II3a*</b> : Veränderte Produktnachfrage, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung	37,3		
<b>II3b*</b> : Veränderte Produktnachfrage, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung, Betroffene sind weniger motiviert	62,7		

Anmerkungen: \*Ausgangssituation: Betroffene sind auf der Hierarchieebene beschäftigt, die gestrichen wird; \*\*Ausgangssituation: Betroffene sind auf der Hierarchieebene unterhalb der gestrichenen beschäftigt.

Die Antworten „akzeptabel“ und „vollkommen fair“ wurden für diese Darstellung zusammengefasst.

Die Ergebnisse in Tabelle 3 scheinen Hypothese 1, wonach die Folgen eines Hierarchieabbaus als fairer bewertet werden, wenn sie aufgrund einer veränderten Produktnachfrage eintreten, als weniger fair beurteilt werden, wenn der Grund in der Einführung einer moderneren IuK liegt, und als unfair angesehen werden, wenn sie auf Arbeitnehmvorschläge zurückzuführen sind, bereits grundsätzlich zu bestätigen. Der Vergleich einzelner Szenarien, die unterschiedliche Reorganisationsursachen beinhalten, unterstützt diese Vermutung jedoch nicht in vollem Umfang (Tabelle 4).

**Tabelle 4: Bedeutung der Ursache des Hierarchieabbaus (Mittelwerte wahrgenommener Fairness)**

<b>Kurzbeschreibung Szenario</b>	<b>MW</b>	<b>N</b>
<i>Ausgangssituation: Betroffene sind auf der Hierarchieebene beschäftigt, die gestrichen wird.</i>		
<b>I2: Veränderte Produktnachfrage</b> , Herabstufung mit Übertragung besonderer Funktionen, entgeltneutral	2,08	103
<b>II3a: Veränderte Produktnachfrage</b> , einfache Herabstufung, Bonusreduzierung	1,22	102
<b>II3b: Veränderte Produktnachfrage</b> , einfache Herabstufung, Bonusreduzierung, Betroffene sind weniger motiviert	1,58	102
<b>I3a: Arbeitnehmvorschläge</b> , einfache Herabstufung, Bonusreduzierung	0,71	103
<b>I3b: Arbeitnehmvorschläge</b> , einfache Herabstufung, Bonusreduzierung, Betroffene sind weniger motiviert	1,81	103
<b>II2: Arbeitnehmvorschläge</b> , Herabstufung mit Übertragung besonderer Funktionen, entgeltneutral	1,93	101
<i>Ausgangssituation: Betroffene sind auf der Hierarchieebene unterhalb der gestrichenen beschäftigt.</i>		
<b>III1: Einführung moderner IuK</b> , Umsetzung in anderen Bereich statt Beförderung, entgeltneutral	1,35	99
<b>III3: Veränderte Produktnachfrage</b> , Wegfall Beförderung, Betroffene sind weniger motiviert	1,40	100
<b>IV1: Arbeitnehmvorschläge</b> , Umsetzung in anderen Bereich statt Beförderung, entgeltneutral	1,13	100
<b>IV3: Einführung moderner IuK</b> , Wegfall Beförderung, Betroffene sind weniger motiviert	1,42	100
<b>Differenzen der MW: Veränderte Produktnachfrage - Arbeitnehmvorschläge</b>		
I2 - II2	<b>0,15*</b>	
II3a - I3a	<b>0,51***</b>	
I3b - II3b	<b>0,23**</b>	
<b>Differenz der MW: Veränderte Produktnachfrage - Modernere IuK</b>		
III3 - IV3	-0,02	
<b>Differenz der MW: Modernere IuK - Arbeitnehmvorschläge</b>		
III1 - IV1	<b>0,22**</b>	

Anmerkungen: N = Anzahl der Beobachtungen; MW = Mittelwert der wahrgenommenen Fairness: 3 = vollkommen fair 2 = akzeptabel, 1 = eher unfair, 0 = sehr unfair;

Wilcoxon-Mann-Whitney Rangsummentest, Signifikanzniveaus: \*p < 0,1, \*\*p < 0,05, \*\*\*p < 0,01.

Eine Reorganisation, die eine Umsetzung in die niedrigere Hierarchieebene und eine Kürzung der Bonuszahlung beinhaltet, wird als signifikant unfairer angesehen ( $p < 0,01$ ), wenn diese Maßnahme die Konsequenz von Verbesserungsvorschlägen aus der Belegschaft (Szenario I3a) ist, als wenn der Grund hierfür in einer veränderten Produktnachfrage (Szenario II3a) liegt. Dementsprechend wird dann auch eine verringerte Motivation eines betroffenen Kollegen als signifikant fairer angesehen ( $p < 0,05$ ), wenn die Ursache des Hierarchieabbaus in den Vorschlägen aus der Belegschaft (Szenario I3b) und nicht in einer veränderten Produktnachfrage (Szenario II3b) zu suchen ist.

Es zeigt sich allerdings, dass die wahrgenommene Fairness auch von den Konsequenzen für die betroffenen Mitarbeiter beeinflusst wird. Hat der Hierarchieabbau lediglich zur Konsequenz, dass die betroffenen Mitarbeiter in die darunter liegende Hierarchiestufe umgesetzt werden, dort aber besondere Funktionen erhalten und auch nicht auf Entgelt verzichten müssen (Szenarien I2 und II2), ergibt sich zwar auch noch eine Differenz in der wahrgenommenen Fairness, diese ist jedoch nur noch schwach signifikant. Es kann vermutet werden, dass sich die Betroffenen in diesen Szenarien durch die Übertragung besonderer Funktionen ausreichend für den Verlust der Vorgesetztenposition entschädigt fühlen und die Veränderung in diesem Fall nicht als „Bestrafung“ empfinden. Durchgängig werden jedoch Szenarien, in denen Arbeitnehmersvorschläge die Ursache für den Hierarchieabbau sind, gegenüber der veränderten Nachfrage, die das wirtschaftliche Überleben des Unternehmens bedroht, und der Einführung einer moderneren und flexibleren IuK als weniger fair angesehen. Gleichzeitig ist die wahrgenommene Fairness in den Szenarien, in denen ein Kollege nicht befördert wird und in der Konsequenz weniger motiviert ist (III3 und IV3), gleich hoch, unabhängig davon, ob die Ursache in einer veränderten Nachfrage oder der Einführung neuer IuK zu sehen ist.

Diese Ergebnisse werden durch die multivariate Analyse (Tabelle 5) unterstützt, in der die Koeffizienten zu den „Ursachen-Dummys“ zwar nur teilweise signifikant sind, aber die in Hypothese 1 vermutete Reihung wiedergeben. In Probitmodellen, in denen die veränderte Produktnachfrage als Referenzkategorie der Reorganisationsgründe gewählt wird (nicht ausgewiesen), zeigt sich zudem eine signifikant geringere Wahrscheinlichkeit, dass ein Hierarchieabbau aufgrund von Arbeitnehmersvorschlägen als fair bewertet wird.

**Tabelle 5: Fairnessbewertung der Szenarienmerkmale – multivariate Analyse**

	<b>Modell 1*</b>	<b>Modell 1a*</b>	<b>Modell 2**</b>	<b>Modell 2a**</b>
<b>Szenariendimension</b>				
<b>Ursache</b> (Ref.: Einführung moderner IuK)				
Veränderte Produktnachfrage	<b>0,095*</b> (1,66)	<b>0,118*</b> (1,85)	0,000 (0,00)	0,057 (0,71)
Arbeitnehmersvorschläge	-0,057 (0,90)	-0,026 (0,38)	<b>-0,178**</b> (2,57)	<b>-0,231***</b> (2,99)
<b>Herabstufung mit Übertragung besonderer Funktionen</b> (Ref.: einfache Herabstufung)	<b>0,324***</b> (4,04)	<b>0,306***</b> (3,40)		
<b>Bonusreduzierung</b> (Ref.: Herabstufung ist entgeltneutral)	<b>-0,341***</b> (4,78)	<b>-0,361***</b> (4,69)		
<b>Übertragung zusätzlicher Aufgaben</b> (Ref.: Umsetzung in anderen Bereich)			<b>-0,171***</b> (2,73)	<b>-0,192**</b> (2,53)
<b>Gewährung Zusatzbonus</b> (Ref.: Aufgabenübertragung ist entgeltneutral)			<b>0,352***</b> (4,95)	<b>0,385***</b> (4,69)
<b>Betroffene sind weniger motiviert</b> (Ref.: Nicht erwähnt)	<b>0,418***</b> (7,89)	<b>0,404***</b> (6,73)	0,055 (0,79)	0,020 (0,25)
<b>Merkmale der Befragten</b>				
<b>Hauptstudium</b> (Ref. Grundstudium)		<b>0,102*</b> (1,78)		-0,031 (0,48)
<b>Frau</b>		<b>-0,087*</b> (1,89)		-0,054 (1,09)
<b>Alter</b>		-0,002 (0,15)		0,017 (1,03)
<b>Neue Bundesländer</b>		<b>0,160***</b> (2,78)		0,099 (1,27)
<b>Berufsausbildung</b> (1 = ja)		-0,065 (0,99)		-0,099 (1,52)
Beobachtungen	818	682	599	486
Wald $\chi^2$	(5) 233,40	(10) 169,73	(5) 38,79	(10) 52,66
Prob > $\chi^2$	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R <sup>2</sup>	0,206	0,214	0,050	0,076

Anmerkungen: \*Ausgangssituation: Betroffene sind auf der Hierarchieebene beschäftigt, die gestrichen wird; \*\*Ausgangssituation: Betroffene sind auf der Hierarchieebene unterhalb der gestrichenen beschäftigt, Abhängige Variable: Fairnessbewertung der Szenarien (1 = fair); Erklärende Variable: Marginale Effekte, robuste |z|-Werte in Klammern, Signifikanzniveaus \*p < 0,1, \*\*p < 0,05, \*\*\*p < 0,01.

Die Auswertung bestätigt damit insgesamt, dass die Befragten für die Mitarbeiter negative Maßnahmen im Zusammenhang mit dem Abbau von Hierarchieebenen eher als fair ansehen, wenn sie auf exogene Ursachen, die die Existenz des Unternehmens bedrohen, zurückzuführen sind und dass Reziprozität einen deutlichen Einfluss auf die Wahrnehmung von Fairness hat. Zudem scheint eine Verletzung der Norm der Reziprozität eher einen

negativen Einfluss auf die wahrgenommene Fairness zu haben als Aspekte der Rententeilung. Dies entspricht auch den Ergebnissen von Charness und Levine (2000), die in ihrer Untersuchung im Zusammenhang mit der wahrgenommenen Fairness von Entlassungen zu ganz ähnlichen Ergebnissen kommen.

Hypothese 2a wird durch die multivariate Analyse bestätigt (Tabelle 5: Modelle 1 und 1a). Die Befragten bewerten die Umsetzung in eine niedrigere Hierarchiestufe mit Übertragung der dort zu erledigenden Aufgaben als signifikant unfairer, als eine entsprechende Umsetzung, die mit einer Zuweisung besonderer Funktionen verbunden ist. Auch Hypothese 2b wird unterstützt: Der Vergleich der Szenarien II und III (Tabelle 6) sowie die multivariaten Probitmodelle (Tabelle 5: Modelle 1 und 1a) zeigen, dass eine zusätzlich zur Herabstufung in die niedrigere Hierarchieebene erfolgende Reduzierung der bisherigen Bonuszahlung als signifikant weniger fair eingestuft wird, als eine Umsetzung, die keine weiteren Konsequenzen hat ( $p < 0,01$ ).

**Tabelle 6: Bedeutung unterschiedlicher Konsequenzen des Hierarchiebaus (Mittelwerte wahrgenommener Fairness)**

Kurzbeschreibung Szenario	MW	N
<i>Ausgangssituation: Betroffene sind auf der Hierarchieebene beschäftigt, die gestrichen wird.</i>		
<b>II:</b> Einführung moderner IuK, einfache Herabstufung, <b>entgeltneutral</b>	1,49	103
<b>III:</b> Einführung moderner IuK, einfache Herabstufung, <b>Bonusreduzierung</b>	1,04	101
<b>II3b:</b> Veränderte Produktnachfrage, <b>einfache Herabstufung, Bonusreduzierung</b> , Betroffene sind weniger motiviert	1,58	102
<i>Ausgangssituation: Betroffene sind auf der Hierarchieebene unterhalb der gestrichenen beschäftigt.</i>		
<b>III2:</b> Einführung moderner IuK, Übertragung zusätzlicher Aufgaben, <b>entgeltneutral</b>	1,02	100
<b>III3:</b> Veränderte Produktnachfrage, <b>Wegfall Beförderung</b> , Betroffene sind weniger motiviert	1,40	100
<b>IV2:</b> Einführung moderner IuK, Übertragung zusätzlicher Aufgaben, <b>Zahlung eines zusätzlichen Teambonus</b>	1,61	100
<b>Differenzen der MW</b>		
II - III	<b>0,45***</b>	
II3b - III3	<b>0,18*</b>	
III2 - IV2	<b>-0,59***</b>	

Anmerkungen: N = Anzahl der Beobachtungen; MW = Mittelwert der wahrgenommenen Fairness: 3 = vollkommen fair 2 = akzeptabel, 1 = eher unfair, 0 = sehr unfair;

Wilcoxon-Mann-Whitney Rangsummentest, Signifikanzniveaus: \* $p < 0,1$ , \*\* $p < 0,05$ , \*\*\* $p < 0,01$ .



Reagieren Beschäftigte auf eine Umsetzung auf eine niedrigere Hierarchieebene, die auch eine Reduzierung von Bonuszahlungen einschließt (Szenario II3b), mit verringerter Motivation, so wird dieses Verhalten von den Studierenden als fairer beurteilt, als wenn eine entsprechende Reaktion aus dem Wegfall einer Beförderung resultiert (Szenario III3). Die Ergebnisse weisen damit zwar in Richtung einer Bestätigung von Hypothese 2c, die Differenz ist jedoch nur schwach signifikant (Tabelle 6). Dies überrascht umso mehr, als diejenigen im Szenario II3b quasi einen doppelten Verlust erleiden: Sie verlieren ihre bisherige Position und sehen sich, wie die anderen Mitarbeiter auf der darunter liegenden Hierarchieebene, daneben noch verringerten Karrieremöglichkeiten gegenüber.

Hypothese 2d wird dagegen wieder voll unterstützt. Aus Tabelle 3 ist zu ersehen, dass 62 Prozent der Befragten die Übertragung zusätzlicher Aufgaben als insgesamt fair beurteilen, wenn zusätzlich eine am Teamergebnis orientierte Bonuszahlung eingeführt wird (Szenario IV2). Erfolgt die Aufgabenübertragung entgeltneutral (Szenario III2), finden dies nur noch 27 Prozent fair. Der Test auf Gleichheit der Verteilungen (Tabelle 6) und auch die Koeffizientenschätzungen der multivariaten Analyse (Tabelle 5: Modelle 2 und 2a) bestätigen dieses Ergebnis auf dem 1 Prozent-Niveau.

Hypothese 3a lässt sich insgesamt nicht bestätigen (Tabelle 7). Die meisten Szenarien werden von allen Studierenden ähnlich beurteilt, Unterschiede in den Bewertungen sind in ihrer Richtung nicht eindeutig und bei den meisten Fragen auch nicht signifikant. Dieses Bild bestätigen auch die unterschiedlichen Vorzeichen des Hauptstudium-Dummys in den Probitschätzungen (Tabelle 5). Interessant ist jedoch, dass die Studierenden im Hauptstudium eine verringerte Motivation als Reaktion auf negative Konsequenzen eines Hierarchieabbaus als fairer beurteilen als ihre Kommilitonen im Grundstudium, wobei die Differenzen der Bewertungen der Szenarien I3b und IV3 auch signifikant sind. Auf der anderen Seite wird eine Umsetzung als Ausgleich für eine entgangene Beförderung (Szenario III1) im Hauptstudium als signifikant fairer angesehen als im Grundstudium (Tabelle 7). Ein Grund hierfür könnte sein, dass die Studierenden im Hauptstudium die Bedingungen in einem Arbeitsverhältnis realistischer beurteilen. Woraus einzelne Unterschiede letztlich resultieren, lässt sich jedoch auf Basis des vorliegenden Datensatzes nicht klären.

**Tabelle 7: Bedeutung individueller Merkmale der Befragten (Mittelwerte wahrgenommener Fairness)**

Kurzbeschreibung Szenario	MW der Merkmale		Differenz der MW	N
	Hauptstudium (HS)	Grundstudium (GS)		
<b>I3b:</b> Arbeitnehmerschlüsse, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung, Betroffene sind weniger motiviert	2,03	1,67	<b>0,36**</b>	39/64
<b>III1:</b> Einführung moderner IuK, Umsetzung in anderen Bereich statt Beförderung, entgeltneutral	1,53	1,24	<b>0,29**</b>	40/59
<b>IV3:</b> Einführung moderner IuK, Wegfall Beförderung, Betroffene sind weniger motiviert	1,67	1,30	<b>0,37***</b>	33/67
	Frauen (F)	Männer (M)		F/M
<b>I1:</b> Einführung moderner IuK, einfache Herabstufung, entgeltneutral	1,33	1,63	<b>-0,30**</b>	49/54
<b>III1:</b> Einführung moderner IuK, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung	0,82	1,18	<b>-0,36***</b>	39/62
<b>III3a:</b> Veränderte Produktnachfrage, einfache Herabstufung, Bonusreduzierung	1,05	1,32	<b>-0,27*</b>	40/62
<b>III2:</b> Einführung moderner IuK, Übertragung zusätzlicher Aufgaben, entgeltneutral	1,19	0,90	<b>0,29**</b>	42/58
<b>IV2:</b> Einführung moderner IuK, Übertragung zusätzlicher Aufgaben, Zahlung eines zusätzlichen Teambonus	1,43	1,75	<b>-0,32**</b>	44/56

Anmerkungen: N = Anzahl der Beobachtungen; MW = Mittelwert der wahrgenommenen Fairness: 3 = vollkommen fair 2 = akzeptabel, 1 = eher unfair, 0 = sehr unfair; Wilcoxon-Mann-Whitney Rangsummentest, Signifikanzniveaus: \*p < 0,1, \*\*p < 0,05, \*\*\*p < 0,01.

Für Hypothese 3b, wonach Frauen die Umsetzung auf eine niedrigere Hierarchieebene bzw. die Übertragung zusätzlicher Aufgaben als weniger unfair bewerten, ergibt sich eine gemischte Evidenz (Tabelle 7). In der Tendenz scheinen die weiblichen Studierenden die Szenarien insgesamt als etwas weniger fair zu bewerten, allerdings ist der Zusammenhang nur schwach (Tabelle 5). Annahmegemäß beurteilen sie jedoch die entgeltneutrale Übertragung zusätzlicher Aufgaben (Szenarien III2) als signifikant weniger unfair als ihre männlichen Kommilitonen (Tabelle 7). Interessant ist, dass sich das entgegengesetzte Ergebnis zeigt, wenn die Aufgabenübertragung mit der Einführung eines zusätzlichen Teambonus verbunden ist (Szenario IV2). Dieses Ergebnis widerspricht Hypothese 3b. Zumindest für die hier befragten Studentinnen scheint die pekuniäre Kompensation für die zusätzliche Aufgabenübertragung damit keine so zentrale Bedeutung haben. Überraschend ist auch, dass die Frauen eine Umsetzung in eine niedrigere Hierarchiestufe als unfairer betrachten, als die Männer, wobei die Unterschiede für die Szenarien I1 und III1, die die Ein-

führung einer moderneren und flexibleren IuK beinhalten, auch signifikant sind ( $p < 0,05$  bzw.  $p < 0,01$ ), was ebenfalls Hypothese 3b widerspricht. Eine Erklärung hierfür könnte sein, dass Frauen es tendenziell schwerer haben, sich im Unternehmen gegen ihre männlichen Kollegen durchzusetzen. Vor diesem Hintergrund könnten es die befragten Studentinnen als unfairer empfinden, wenn Frauen, die eine gewisse Karrierestufe erreicht haben, das Erreichte zumindest zum Teil wieder genommen wird.

## 1.6 Fazit

Zwei Entwicklungen sind in der Organisation großer Unternehmen zu beobachten. Zum einen führen Personalabbau und Restrukturierung zu weniger vorhersagbaren und weniger stabilen Karrieren. Zum anderen legt der Wandel hin zu Arbeitsorganisationen, die durch flexible Produktionsverfahren und eigenverantwortliche Arbeitsteams gekennzeichnet sind, eine Evolution des internen Arbeitsmarktes nahe. Insbesondere der weit verbreitete Personalabbau und die Restrukturierung haben den impliziten Arbeitsvertrag unmittelbar geändert, weil die wahrgenommene Arbeitsplatzsicherheit auf Seiten der Arbeitnehmer zurückgegangen ist. Zudem hat die Abflachung von Hierarchien im Zuge von Reorganisationsmaßnahmen den Wegfall einiger Stufen in der Job-Leiter zur Folge (Levine et al. 2002: 57). Dies kann für die unmittelbar betroffenen Mitarbeiter gravierende Konsequenzen in Form von Status- und Einkommensverlusten und/oder verringerten Karrieremöglichkeiten haben.

Die Studierendenbefragung hatte zum Ziel, erste Anhaltspunkte bezüglich der wahrgenommenen Fairness dieser Folgen eines Abbaus von Hierarchieebenen zu geben. Dabei ist einerseits nicht auszuschließen, dass die Antworten auf hypothetische Fragen sich doch von den Einstellungen unterscheiden, die Arbeitnehmer in der tatsächlichen Situation äußern würden. Insofern sollten zur Überprüfung der Validität der Ergebnisse in einer nächsten Stufe Personen befragt werden, die eine zumindest vergleichbare Situation schon erlebt haben (Charness/Levine 2000: 394 f.). Andererseits konnte in verschiedenen Studien gezeigt werden, dass sich das Antwortverhalten von Studierenden nicht wesentlich von dem anderer Bevölkerungsgruppen unterscheidet (Konow 2003: 1992), so dass durchaus einige Schlussfolgerungen gezogen werden können.

Neben der Bedeutung der Ursachen eines Hierarchieabbaus für die wahrgenommene Fairness verschiedener personalwirtschaftlicher Maßnahmen, ist das zentrale Ergebnis der Untersuchung in der positiven Korrelation des Ausmaßes an wahrgenommener Fairness mit einer Kompensation für im Rahmen des Hierarchieabbaus erlittene Belastungen zu sehen. So spielt die Ursache der Reorganisation für die Befragten keine Rolle, wenn die damit verbundene Umsetzung in die niedrigere Hierarchieebene entgeltneutral und mit der Übertragung besonderer Funktionen in der neuen Position verbunden ist. Letztlich zieht sich durch alle Ergebnisse, dass Reziprozitätsnormen eine entscheidende Bedeutung für die wahrgenommene Fairness der verschiedenen Maßnahmen haben. Nachteile eines Hierarchieabbaus werden anscheinend eher akzeptiert, wenn die Betroffenen für Verluste aus ihrer Sicht angemessen kompensiert werden. Konkret bedeutet dies, dass es für Unternehmen effizient sein könnte, Beschäftigte gestrichener Hierarchiestufen für den Verlust von Status und Rang zu kompensieren. In Firmen, in denen der Rang eine große Bedeutung für den Stand eines Arbeitnehmers im Betrieb hat, könnte es zudem profitabel sein, für den Unternehmenserfolg besonders wertvolle Mitarbeiter zu befördern statt herunterzustufen, um ihre Motivation zu erhalten. Andernfalls ist zu befürchten, dass gerade dieser Personenkreis zu anderen Unternehmen, die ihnen bessere Karriereperspektiven eröffnen, abwandert. Aber selbst wenn der Rang keine herausgehobene Bedeutung hat, ist es im Interesse von Unternehmen, verringerte Aufstiegschancen durch alternative adäquate Anreize zu kompensieren, die auch die veränderten Präferenzen gut ausgebildeter Arbeitnehmer berücksichtigen. Denkbar wäre z. B. die Stärkung erfolgs- bzw. leistungsabhängiger Entlohnungsbestandteile und/oder die Einführung oder Erweiterung von Entlohnungsschemata, die einen Schwerpunkt auf die Betriebszugehörigkeitsdauer legen (SenioritätSENTLOHNUNG).

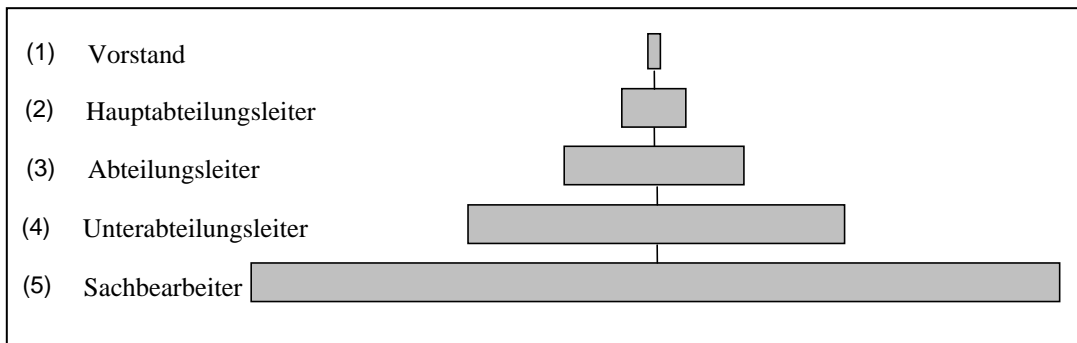
Zudem könnte eine Beteiligung der Mitarbeiter am Reorganisationsprozess selbst zu einer größeren Akzeptanz eines Hierarchieabbaus und seiner Konsequenzen beitragen. Zwick (2003) zeigt, dass sich die Existenz eines Betriebsrates in Unternehmen positiv auf die Produktivitätseffekte durch Einführung von Arbeitnehmerpartizipation auswirkt. Dies könnte darauf zurückzuführen sein, dass die wahrgenommene Fairness einer Restrukturierung durch eine angemessene Form der Mitarbeiterbeteiligung steigt. Eine Beteiligung des Betriebsrates am Reorganisationsprozess kann aber auch negative Effekte haben, wenn die Restrukturierung „mit einer zunehmenden Heterogenität innerhalb der Belegschaft einher-

geht und hierüber eine Interessenvertretung durch Betriebsräte erschwert“ (Hübler/Jirjahn 2002: 31) wird.

Anlass für weitergehende Fragestellungen ergibt sich auch aus dem Umfeld, in dem ein Abbau von Hierarchieebenen erfolgt. So ist anzunehmen, dass diese Art der Reorganisation in vielen Fällen nur ein Teil umfassenderer Maßnahmen ist, zu denen häufig auch ein allgemeiner Personalabbau gehört. Vor diesem Hintergrund könnte die Beurteilung einer Herabstufung oder eines Verlustes von Karrieremöglichkeiten von den betroffenen Arbeitnehmern differenziert beurteilt werden. Dies mag insbesondere in Zeiten hoher Arbeitslosigkeit gelten, in denen viele Menschen vielleicht eher froh sind überhaupt ihre Arbeit zu behalten, so dass der mögliche Verzicht auf Status und Einkommen bzw. Einkommenszuwachs in einem ganz anderen Licht erscheint.

## Anhang

Ausgangsbasis eines jeden Fragebogens ist eine gegebene funktionale Organisationsstruktur im Verwaltungsbereich eines Industrieunternehmens:



**Abb. 1:** Hierarchieebenen im Verwaltungsbereich eines fiktiven Industrieunternehmens

In jeder Variante wird eine Ausgangssituation vorgegeben, vor deren Hintergrund die eigentlichen Szenarien bewertet werden sollen:

- a1) Im Zuge einer Reorganisation des Unternehmens wird die Hierarchieebene (4), auf der Sie selbst bisher beschäftigt sind, entbehrlich.
- a2) Beförderungen auf die nächsthöhere Hierarchieebene sind jeweils mit Entgelterhöhungen verbunden. Im Zuge einer Reorganisation des Unternehmens wird die Hierarchieebene (4) entbehrlich. Die bisherigen Unterabteilungsleiter/innen werden in andere Betriebe des Unternehmens umgesetzt. Sie selbst sind auf der direkt darunter liegenden Hierarchieebene (5) beschäftigt.

Jedes Szenario beginnt mit einer Beschreibung des Grundes, der zum Abbau der Hierarchieebene (4) führt:

- b1) Die Reorganisation wird erforderlich, weil das Unternehmen zur Erhaltung seiner Wettbewerbsfähigkeit im Verwaltungsbereich eine modernere und flexiblere Informations- und Kommunikationstechnologie einführt.
- b2) Die Reorganisation erfolgt, weil sich das Unternehmen am Absatzmarkt einer veränderten Nachfrage nach stärker differenzierten Produkten gegenüber sieht. Diese bedroht das wirtschaftliche Überleben des Unternehmens. Deshalb werden auf der Hierarchieebene (5) kundenorientierte Teams eingeführt.

- b3) Die Reorganisation erfolgt aufgrund von Verbesserungsvorschlägen aus der Belegschaft, die die Produktivität erhöhen.

Danach wird beschrieben, wie sich die Tätigkeit des bzw. der Befragten und/oder von Kollegen im Unternehmen durch die Restrukturierung ändert:

- c1) Sie selbst werden [c1': Ein Kollege von Ihnen wird] daher in die Hierarchieebene (5) umgesetzt und mit der Wahrnehmung der Aufgaben dieser Hierarchieebene betraut.
- c2) Sie selbst werden daher in die Hierarchieebene (5) umgesetzt und erhalten dort besondere Funktionen (z. B. Budgetverantwortung, Kommunikation mit anderen Teams und der Unternehmensführung).
- c3) Sie selbst hatten sich bereits für eine Beförderung auf die Hierarchieebene (4) qualifiziert und konnten diese auch in der nächsten Zeit erwarten. Als Ausgleich bietet Ihnen das Unternehmen eine Umsetzung in einen anderen Unternehmensbereich an (z. B. vom Personal- in den Marketingbereich).
- c4) Sie selbst und Ihre Kollegen / Kolleginnen müssen die Aufgaben der entfallenen Hierarchieebene (4) künftig mit erledigen.
- c5) Ein Kollege von Ihnen hatte sich bereits für eine Beförderung auf die Hierarchieebene (4) qualifiziert. Die Beförderung findet nun nicht statt.

Schließlich wird angegeben, ob und ggf. wie sich die Veränderungen auf das Entgelt auswirken:

- d1) Die Umsetzung [d1': Die Zuweisung der zusätzlichen Aufgaben] ist entgeltneutral.
- d2) Damit reduziert sich die jährliche Bonuszahlung, die Sie bisher erhalten haben, erheblich.
- d3) Das Basisentgelt bleibt gleich. Zusätzlich wird eine am jeweiligen Teamergebnis orientierte jährliche Bonuszahlung eingeführt.

Eine Abwandlung beinhaltet die Reaktion des Kollegen auf die ihn betreffenden Umstrukturierungen:

- e1) Ihr Kollege reagiert hierauf mit einer verringerten Motivation, die sich u. a. in einer geringeren Bereitschaft zur Leistung von Überstunden zeigt.

Die 14 Szenarien ergeben sich durch folgende Kombinationen, wobei diejenigen Szenarien mit derselben römischen Ziffer jeweils in denselben Fragebogen aufgenommen wurden:

I1.	a1,	b1,	c1,	d1	
I2.	a1,	b2,	c2,	d1	
I3a.	a1,	b3,	c1,	d2	
I3b.	a1,	b3,	c1',	d2,	e1
II1.	a1,	b1,	c1,	d2	
II2.	a1,	b3,	c2,	d1	
II3a.	a1,	b2,	c1,	d2	
II3b.	a1,	b2,	c1',	d2,	e1
III1.	a2,	b1,	c3,	d1	
III2.	a2,	b1,	c4,	d1'	
III3.	a2,	b2,	c5,	e1	
IV1.	a2,	b3,	c3,	d1	
IV2.	a2,	b1,	c4,	d3	
IV3.	a2,	b1,	c5,	e1	

Szenario I1. lautet dann z. B.:

Im Zuge einer Reorganisation des Unternehmens wird die Hierarchieebene (4), auf der Sie selbst bisher beschäftigt sind, entbehrlich. Die Reorganisation wird erforderlich, weil das Unternehmen zur Erhaltung seiner Wettbewerbsfähigkeit im Verwaltungsbereich eine modernere und flexiblere Informations- und Kommunikationstechnologie einführt. Sie selbst



werden daher in die Hierarchieebene (5) umgesetzt und mit der Wahrnehmung der Aufgaben dieser Hierarchieebene betraut. Die Umsetzung ist entgeltneutral.

## **2 Eine multivariate Szenarienanalyse zur Gerechtigkeitswahrnehmung betriebsbedingter Kündigungen\***

### **2.1 Einleitung**

Die anhaltend hohe Arbeitslosigkeit und regelmäßige Meldungen über Beschäftigungsabbau in Unternehmen heizen die Diskussion um Änderungen im deutschen Arbeitsrecht immer wieder an. Einerseits kommen insbesondere aus der Wirtschaft, aber auch aus Teilen der Politik, Forderungen nach einer weitgehenden Deregulierung des Arbeitsmarktes. Andererseits wird von Gewerkschaften und anderen Interessengruppen der Arbeitnehmer die Schutzfunktion der Arbeitsgesetze in den Vordergrund gestellt sowie an die „soziale Verantwortung“ der Unternehmen appelliert, wenn der Abbau von Arbeitsplätzen angekündigt wird. Unter welchen Bedingungen betriebliche Entlassungen in der Bevölkerung tatsächlich als akzeptabel beurteilt werden, ist jedoch noch weitgehend unerforscht.<sup>1</sup>

Dabei sind gerade auf dem Arbeitsmarkt Normen der Fairness und Reziprozität eine ganz besondere Bedeutung beizumessen (Akerlof 1982, Fehr et al. 1998). Schließlich unterliegt der Einsatz des Produktionsfaktors Arbeit neben rechtlichen Restriktionen auch der Bereitschaft zur Kooperation seitens der Arbeitnehmer. Aufgrund an Grenzen stoßender Kontrollmöglichkeiten kann nicht jede Handlung belohnt oder bestraft werden. Es werden daher meist implizite bzw. unvollständige Verträge geschlossen, die auch als psychologische Verträge interpretierbar sind (Sadowski 2002: 72ff.). Psychologische Verträge beschreiben das Vertrauen auf ein Geflecht von gegenseitigen Verpflichtungen zwischen Arbeitnehmern und Arbeitgeber, das auf Zusagen ab dem Tage der Einstellung und während der täglichen Zusammenarbeit baut (Rousseau 1995). Die Interpretation dieser Zusagen wird stark

---

\* Diese Arbeit entstand gemeinsam mit Christian Pfeifer im Rahmen des von der Hans-Böckler-Stiftung geförderten Projektes "Arbeit und Gerechtigkeit: Die Akzeptanz von Lohn- und Beschäftigungsanpassungen in Deutschland". Für hilfreiche Anregungen danken wir allen Beteiligten an diesem Projekt und insbesondere Knut Gerlach. Das Kapitel wurde veröffentlicht in Schmollers Jahrbuch, 128. Jg., H. 3, S. 381-404 (Pfeifer/Sohr 2008).

<sup>1</sup> Zur Akzeptanz des Kündigungsschutzes in Deutschland vergleiche Pfeifer (2006).

durch persönliche Ansichten und gesellschaftlich-soziale Prozesse geprägt. Wird der Vertrag durch eine Seite verletzt, führt dies zur Erosion des Vertrauens, wodurch die Leistungsbereitschaft der Arbeitnehmer und die Bereitschaft der Arbeitgeber zu Investitionen in die Beschäftigten verringert werden. So weisen Weiss und Udris (2001) darauf hin, dass durch einen Personalabbau erhoffte ökonomische Gewinne (z. B. Personalkostenreduktion, steigende Aktienkurse) und arbeitsorganisatorische Ziele (z. B. steigende Produktivität, höhere interne Flexibilität) häufig nicht erreicht werden. Dabei gelten negative Reaktionen nicht entlassener Beschäftigter als eine Ursache dafür, dass eine kurzfristige Kostenreduktion durch Stellenabbau mittel- bis langfristig vielfach durch Folgekosten aufgezehrt wird. Vor diesem Hintergrund kann es von entscheidender Bedeutung für den Unternehmenserfolg sein, wie betriebsbedingte Entlassungen unter Gerechtigkeitsabwägungen wahrgenommen werden.

Die Analyse von Entlassungen erfordert vor allem die Berücksichtigung organisationaler Gerechtigkeitsaspekte (Greenberg 1995, Kieselbach 1998, Konow 2003, Lengfeld 2003, Lengfeld/Liebig 2003). Dabei werden vorrangig zwei Perspektiven unterschieden: Die distributive Gerechtigkeit bezieht sich darauf, inwieweit die Ergebnisse einer Entscheidung selbst – oder vielmehr deren Verteilung – als gerecht oder angemessen wahrgenommen werden (Konow 2001). Eine Abweichung von anerkannten Verteilungsprinzipien verletzt die Legitimationserwartungen der Stakeholder und wird somit als ungerecht empfunden (Leventhal 1980). Dagegen bezieht sich prozedurale Gerechtigkeit darauf, inwieweit der Entscheidungsprozess als gerecht oder angemessen wahrgenommen wird. Besondere Bedeutung wird der prozeduralen Gerechtigkeit bei negativen Ergebnissen (z. B. Entlassungen) zugemessen. So werden negative Ergebnisse eher akzeptiert, falls der Prozess, der dazu führt, als gerecht wahrgenommen wird (Leventhal 1980).

In dem vorliegenden Beitrag wird anhand hypothetischer Szenarien der Frage nachgegangen, welche Faktoren die Gerechtigkeitsbewertung betriebsbedingter Entlassungen von Personen im erwerbsfähigen Alter in Deutschland beeinflussen. Die Untersuchung lehnt sich an eine Studie von Charness und Levine (2000) an, die in ähnlicher Weise die Gerechtigkeitswahrnehmung von Entlassungen in den USA und Kanada untersuchen. Ihre Analyse ist jedoch rein deskriptiv angelegt; soziodemographische Merkmale können nicht kontrolliert werden. Für Deutschland haben Pfeifer (2004) und Sohr (2005) Gerechtig-

keitsorientierungen im Hinblick auf das Beschäftigungsverhältnis mit Hilfe der Szenarientechnik bereits auf Basis von Studierendenpopulationen untersucht. Aus methodischer Sicht werden im vorliegenden Beitrag die Einschränkungen der bisher vorliegenden Untersuchungen überwunden, da multivariate Analysen auf Grundlage repräsentativer Daten für Gesamtdeutschland durchführbar sind.

Der Beitrag gliedert sich folgendermaßen: Die forschungsleitenden Hypothesen zur Gerechtigkeitsbewertung von Beschäftigungsanpassungen in Abhängigkeit von den Entlassungsursachen, den betroffenen Beschäftigtengruppen, der Rigorosität der Entlassungen, möglichen Erfolgsprämien an die Unternehmensleitung und der Beteiligung des Betriebsrates werden in Abschnitt 2.2 generiert. In Abschnitt 2.3 erfolgt eine Beschreibung des verwendeten Datensatzes und der angewandten Methodik. Die Hypothesen werden dann in Abschnitt 2.4 empirisch überprüft. Der Beitrag schließt mit einem Fazit.

## **2.2 Forschungsleitende Hypothesen**

### **2.2.1 Begründung der Entlassungen**

Die nachfolgenden Szenarien unterscheiden drei Entlassungsursachen: Ein allgemeiner Absatzeinbruch repräsentiert eine eher außerbetriebliche Ursache, während die Einführung einer neuen Produktionstechnologie unternehmensintern begründet ist. Produktivitätssteigerungen durch Verbesserungsvorschläge aus der Belegschaft als weitere interne Entlassungsursache sollen schließlich Aufschluss über die Bedeutung von Reziprozität im Zuge betriebsbedingter Kündigungen geben.

Brockner et al. (1990) betonen, dass Individuen ein negatives Ergebnis den Normen der informatorischen Gerechtigkeit entsprechend dann eher akzeptieren, wenn ihnen adäquate Erklärungen für dessen Notwendigkeit gegeben werden. Die bisherige empirische Evidenz (Rousseau/Anton 1988, Charness/Levine 2000) zeigt einen signifikant positiven Einfluss der Angabe eines angemessenen Entlassungsgrundes auf die wahrgenommene Gerechtigkeit von Entlassungen. Dem auf der Equity- und der Attributionstheorie aufbauenden Verantwortlichkeitsprinzip entsprechend ist die Beurteilung der Entlassungsgründe davon abhängig, ob und in welchem Umfang die Ursachen durch die Entscheidungsträger kontrollierbar sind (Konow 1996, 2000). Bei internen Ursachen, wie der Einführung einer neuen

Produktionstechnologie oder der Umsetzung von Verbesserungsvorschlägen aus der Belegschaft, wird diese Verantwortung eher der Unternehmensleitung zugeschrieben. Diese hätte es demzufolge auch in der Hand Entlassungen zu vermeiden. Kahneman, Knetsch und Thaler (1986) finden, dass Reaktionen des Arbeitgebers auf einen externen Schock, der seinen Gewinn unter einen positiven Referenzwert fallen lässt und nicht von ihm verschuldet wurde, in der Regel akzeptiert werden. Ergreift ein Unternehmen hingegen zu Lasten der Arbeitnehmer selbst die Initiative zur Steigerung des Gewinns, indem es beispielsweise betriebsbedingte Kündigungen ausspricht, so wird dies weitgehend als ungerecht empfunden.

Im Unterschied zu Entlassungen aufgrund von Managemententscheidungen, welche die Produktivität und Zahlungsfähigkeit des Unternehmens verbessern, die Arbeitnehmer jedoch schlechter stellen, dürften Entlassungen aufgrund eines allgemeinen Absatzeinbruchs als gerechter bewertet werden. Entlassungen als Folge von Arbeitnehmersvorschlägen verletzen zudem Prinzipien der Reziprozität, die nahe legen, dass der Arbeitgeber hierauf mit Erfolgsprämien oder zumindest mit Beschäftigungssicherheit – nicht jedoch mit Entlassungen – reagieren sollte (Charness/Levine 2000).

*Hypothese 1(a): Entlassungen aufgrund eines exogenen Schocks werden als gerechter angesehen als Entlassungen aufgrund innerbetrieblicher Ursachen.*

*Hypothese 1(b): Entlassungen infolge der Einführung einer neuen Produktionstechnologie werden als gerechter bewertet als Entlassungen aufgrund einer durch Verbesserungsvorschläge der Arbeitnehmer gestiegenen Produktivität.*

### **2.2.2 Auswahl der zu entlassenden Beschäftigten**

Die wahrgenommene Gerechtigkeit von Entlassungen dürfte zudem davon abhängen, welche Personengruppen betroffen sind. Aus der Theorie psychologischer Verträge lässt sich ableiten, dass die Beziehung Hochqualifizierter, die in den Szenarien von den Ingenieuren repräsentiert werden, zu ihrem Arbeitgeber in der Regel durch ein stärkeres Vertrauensverhältnis geprägt ist als die Beziehung zwischen Unternehmensleitung und Produktionsarbeitern. Das Vertragsverhältnis von Produktionsarbeitern ist als eher transaktional einzuordnen, da ihre Aufgaben meist explizit formuliert und leichter überwacht werden kön-

nen (Rousseau 1995: 90ff.). Bestandteil des psychologischen Vertrages zwischen höher qualifiziertem Personal und Arbeitgeber ist zudem häufig ein stabiles Beschäftigungsverhältnis. Darüber hinaus sind höher qualifizierte Mitarbeiter tendenziell von größerer Bedeutung für den langfristigen Erfolg eines Unternehmens, da insbesondere sie es sind, die notwendige Veränderungen mitgestalten können. Ihre Entlassung, die aufgrund sozialer Auswahlkriterien erfolgen könnte, würde daher das Effizienzprinzip verletzen. Wenn man weiter davon ausgeht, dass Menschen ihre normativen Erwartungen über die Zeit an die wirklichen Verhältnisse anpassen, werden sie zudem eher das als gerecht bewerten, was üblich ist (Charness/Levine 2000). Die Tatsache, dass gering qualifizierte Arbeitnehmer in der Vergangenheit eher von Entlassungen betroffen waren als gut ausgebildete Akademiker, hat dann Einfluss auf die Gerechtigkeitswahrnehmung.

*Hypothese 2(a): Entlassungen von Produktionsarbeitern werden als gerechter bewertet als Entlassungen von Ingenieuren.*

Ein wichtiges Charakteristikum der Fähigkeiten von Arbeitnehmern ist die Art des erworbenen Humankapitals, das in betriebspezifisches und allgemeines Humankapital unterschieden werden kann (Becker 1993). Auf internen Arbeitsmärkten kommt betriebspezifischem Humankapital, das meist positiv mit der Dauer der Beschäftigungsbeziehung korreliert ist, eine besondere Bedeutung zu. Betriebspezifisches Humankapital erhöht die Produktivität der Arbeitnehmer in ihrer aktuellen Beschäftigung, ist bei einem Firmenwechsel jedoch nicht einsetzbar. Arbeitnehmer, die hierin investiert haben, werden daher bei ihrem aktuellen Arbeitgeber produktiver sein und ein höheres Einkommen erzielen können als anderswo (Milgrom/Roberts 1992: 363). Entlassungen treffen Arbeitnehmer mit betriebspezifischem Humankapital somit härter als Arbeitnehmer mit allgemeinem Humankapital, da sie geringere Chancen haben, die Folgen einer Entlassung durch einen beruflichen und/oder betrieblichen Wechsel zu kompensieren. Zudem können Investitionen in betriebspezifisches Humankapital der Equity-Theorie (Adams 1965) entsprechend als höherer Beitrag zum Unternehmenserfolg gewertet werden, der eine Entlassung als ungerechtfertigter erscheinen lässt. Ferner ist anzunehmen, dass der Akquisition von betriebspezifischem Humankapital eine implizite oder explizite Zusage im Hinblick auf Beschäftigungssicherheit vorausgeht, um die Bereitschaft der Arbeitnehmer zur Investition in betriebspe-

zifische Qualifikationen zu steigern. Eine Entlassung von Arbeitnehmern mit betriebsspezifischem Humankapital führt dann zu einem Bruch des psychologischen Vertrages.

*Hypothese 2(b): Entlassungen von Arbeitnehmern mit allgemeinem Humankapital werden als gerechter angesehen als die Entlassung von Arbeitnehmern mit betriebspezifischem Humankapital.*

Bei der Auswahl der zu entlassenden Arbeitnehmer müssen gemäß § 1(3) KSchG soziale Kriterien beachtet werden. Wenn die normativen Erwartungen der Beschäftigten dieser Regelung entsprechen, wird die Einhaltung sozialer Auswahlkriterien die wahrgenommene Gerechtigkeit von Entlassungen positiv beeinflussen. Ein häufig herangezogenes Entlassungskriterium ist dabei die Länge der Betriebszugehörigkeit. Das so genannte Senioritätsprinzip („last in, first out“) begünstigt sowohl das Beitragsprinzip als auch das Bedarfsprinzip, weil es gleichzeitig die erbrachten Leistungen für das Unternehmen und die schlechteren Arbeitsmarktchancen älterer Arbeitnehmer berücksichtigt. Zudem ist das Senioritätsprinzip ein konsistentes (Consistency Rule) und weitgehend anerkanntes Auswahlkriterium (Engelstad 1997).

*Hypothese 2(c): Entlassungen von Arbeitnehmern mit einer kürzeren Betriebszugehörigkeit werden als gerechter bewertet als die Entlassung von Arbeitnehmern mit einer längeren Betriebszugehörigkeit.*

### **2.2.3 Ausgestaltung der Entlassungen**

In unseren Szenarien werden drei Formen von Entlassungen unterschieden: sanfte Entlassungen, harte Entlassungen und Vermeidungsstrategien. Bei sanften Entlassungen zahlt das Unternehmen Abfindungen und unterstützt die Betroffenen im Rahmen von Outplacement-Beratungen. Im Fall harter Entlassungen leistet das Unternehmen dagegen weder Abfindungen noch sonstige Maßnahmen, welche die negativen Folgen einer Entlassung abmildern würden, d. h. nur die gesetzlichen Mindeststandards werden eingehalten. Vermeidungsstrategien beinhalten einen allgemeinen Lohnverzicht, um zumindest einen Teil der Entlassungen zu vermeiden.

Für Abfindungen gilt, dass diese nicht nur als Kompensation für die Kosten einer möglichen Arbeitslosigkeit betrachtet werden. Vielmehr sehen viele Arbeitnehmer hierin auch eine Anerkennung für die im Unternehmen geleistete Arbeit (Marr/Steiner/Schloderer 1998). Im Rahmen der Outplacement-Beratung wird versucht, die materiellen, psychischen und sozialen Kosten einer Entlassung zu senken, indem Arbeitnehmer Hilfestellung bei der Suche nach einem neuen Arbeitsplatz erhalten. Abfindungen und Outplacement verbessern damit das Ergebnis für die Entlassenen, wodurch auch die Einhaltung des Bedarfsprinzips begünstigt wird (Engelstad 1997). Diese Überlegungen werden von Brockner et al. (1987) gestützt: Weiterbeschäftigte Arbeitnehmer empfinden die Entlassung von Arbeitskollegen als gerechter, wenn diese dafür kompensiert werden. Auch Rousseau und Anton (1988) sowie Charness und Levine (2000) finden, dass Abfindungszahlungen die Akzeptanz von Entlassungen signifikant erhöhen.

*Hypothese 3(a): Entlassungen, deren Folgen durch Abfindungen und Outplacement abgedeckt werden, werden als gerechter beurteilt als Entlassungen ohne solche Maßnahmen.*

Entlassungen sind nicht nur mit Kosten für die betroffenen Individuen (z. B. monetäre und psychische Belastungen) und den Staat bzw. die Gesellschaft (z. B. Arbeitslosigkeit), sondern auch mit Anpassungskosten für das Unternehmen verbunden (z. B. Abfindungszahlungen oder geringere Motivation der Weiterbeschäftigten) (Krogh/Kameny 2002). Arbeitgeber und Arbeitnehmer sollten daher Vermeidungsstrategien in Erwägung ziehen. Die Folgen einer eingetretenen Unternehmenskrise können beispielsweise durch Krisenbündnisse abgedeckt werden, die häufig eine indirekte Reduzierung der Arbeitskosten durch eine Modifizierung der Arbeitszeit beinhalten (Berthold/Brischke/Stettes 2003). Im Rahmen eines solchen betrieblichen Bündnisses für Arbeit (BBA) werden Entlassungen also durch einen direkten oder indirekten Lohnverzicht vermieden (Seifert 2000). Ein BBA ist ein Kollektivvertrag zwischen der Unternehmensleitung und der betrieblichen Interessenvertretung, in dem gemäß dem Modell effizienter Verhandlungslösungen nicht nur Lohn und Arbeitszeit, sondern auch das Beschäftigungsniveau festgelegt werden. BBA verbessern nicht nur das Ergebnis für die Betroffenen, sondern verringern auch die Anpassungskosten des Unternehmens (Massa-Wirth/Seifert 2004), wodurch das Effizienzprinzip begünstigt wird.



BBA sind letztlich Änderungskündigungen, die gemäß § 4(3) Tarifvertragsgesetz (TVG) gegen das Günstigkeitsprinzip verstoßen, wonach Abweichungen von tarifvertraglichen Vereinbarungen nur zugunsten der Beschäftigten erlaubt sind (Mauer/Seifert 2001). Diese Perspektive wird zumindest vom höchsten deutschen Arbeitsgericht vertreten, das die Gewährung von Beschäftigungssicherheit nicht als Regelung zugunsten des Arbeitnehmers ansieht. Arbeitnehmer haben damit nicht die Möglichkeit auf freiwilliger Basis temporär mehr zu arbeiten oder auf Einkommen zu verzichten, um ihren Arbeitsplatz zu sichern (Berthold/Brischke/Stettes 2003). Da BBA in der Regel Lohnabweichungen nach unten oder Arbeitszeitabweichungen nach oben beinhalten, müssen entsprechende tarifvertragliche Öffnungsklauseln vereinbart werden. Promberger et al. (1996) untersuchen die Akzeptanz von Arbeitszeit- und Einkommensreduzierungen über die Nutzung solcher Öffnungsklauseln bei Arbeitnehmern der Volkswagen AG und der Ruhrkohle AG. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass eine überwiegende Mehrheit mit den neuen Regelungen zufrieden ist. Nach Kahneman, Knetsch und Thaler (1986: 733) empfinden gut zwei Drittel der Befragten die Aushandlung eines Lohnverzichts als gerechter, falls sich das Unternehmen in schlechter wirtschaftlicher Lage befindet. Franz und Pfeiffer (2003) stellen fest, dass nach Einschätzung der von ihnen befragten Unternehmen eine grundsätzliche Bereitschaft der Arbeitnehmer besteht, zur Sicherung des eigenen Arbeitsplatzes auf einen Teil ihres Lohnes zu verzichten. Bei Geringqualifizierten ist diese jedoch nicht besonders ausgeprägt.

*Hypothese 3(b): Vermeidungsstrategien in Form von betrieblichen Bündnissen für Arbeit werden als gerechter beurteilt als Entlassungen.*

#### **2.2.4 Erfolgsprämie für die Unternehmensleitung**

Betroffene Personen empfinden ein negatives Ergebnis als gerechter, falls der Entscheidungsträger keinen eigenen Vorteil daraus zieht. Profitiert ein Entscheidungsträger von den Entlassungen, wird die Bias-Suppression Rule gebrochen, da die Unvoreingenommenheit bei der Entscheidungsfindung angezweifelt werden muss (Leventhal 1980). Dem Verantwortlichkeitsprinzip folgend sollte eine Belastung zudem von den Personen mitgetragen werden, die deren Herbeiführung beeinflussen können (Konow 1996, 2000). Da gemäß der Attributionstheorie die Verantwortung denjenigen zugeschrieben wird, die Kontrolle über

den Entscheidungsprozess besitzen (Weiner 1994), dürfte die Schuld an den Entlassungen in erster Linie der Unternehmensleitung zugewiesen werden. Auch die Bedeutung von Reziprozität in Arbeitsbeziehungen ist an dieser Stelle zu berücksichtigen. Denn die „Belohnung“ der Unternehmensleitung bei gleichzeitiger „Bestrafung“ der Arbeitnehmer widerspricht dem Reziprozitätsgedanken. Dagegen ist der Verzicht auf eine Erfolgsprämie ein Signal für „sharing the pain“ und müsste die wahrgenommene Gerechtigkeit der Entlassungen erhöhen.

*Hypothese 4: Entlassungen werden als ungerechter beurteilt, falls die Unternehmensleitung einen Bonus erhält, und als gerechter, falls der Bonus abgelehnt wird.*

### **2.2.5 Beteiligung des Betriebsrates am Entlassungsprozess**

Bei Entlassungen muss – soweit vorhanden – der Betriebsrat entsprechend den gesetzlichen Mindestanforderungen einbezogen werden. Eine darüber hinaus gehende Beteiligung des Betriebsrates ist ein Signal, dass die Unternehmensleitung alle Mittel ausschöpft, um die Entlassungen zu vermeiden und deren negative Folgen für die Betroffenen soweit wie möglich abzumildern. So ist der Betriebsrat für die Aushandlung von Sozialplänen und Abfindungen verantwortlich, wodurch dem Bedarfsprinzip und dem Beitragsprinzip Rechnung getragen wird (Engelstad 1997). Da sowohl die Arbeitnehmer als auch das Unternehmen von einer guten Zusammenarbeit von Betriebsrat und Management profitieren können (Freeman/Lazear 1995, Sadowski/Backes-Gellner/Frick 1995: 497ff.), kann das Effizienzprinzip begünstigt werden.

Die Beteiligung des Betriebsrates begünstigt ferner die Einhaltung eines Großteils der Regeln prozeduraler Gerechtigkeit (Leventhal 1980). Gemäß der Accuracy Rule werden relevante Informationen und Meinungen sowie die Interessen der Arbeitnehmer berücksichtigt. Durch den Betriebsrat werden Transaktionskosten bei der Beschaffung dieser Daten gespart und Informationsasymmetrien abgebaut (Freeman/Lazear 1995). Der Betriebsrat garantiert der Correctability Rule entsprechend auch eine unkomplizierte und sichere Einspruchsmöglichkeit für die Betroffenen („collective voice“), die den einzelnen Mitarbeiter vor möglichen Vergeltungsmaßnahmen des Arbeitgebers schützt (Freeman 1980a). Eine gewisse Kontrollfunktion des Betriebsrates kann das Eigeninteresse der Unternehmenslei-

tung begrenzen. In Verbindung mit der Möglichkeit neue Konzepte anzustoßen, wird so die Bias-Suppression Rule befriedigt. Des Weiteren wird durch die Involvierung des Betriebsrates der Representativeness Rule Rechnung getragen. Trotz möglicher Einwände hinsichtlich der Repräsentativität betroffener Gruppen ist der Betriebsrat ein demokratisch gewähltes Gremium, das die Interessen der Gesamtbelegschaft vertritt.

Die Beurteilung von Entlassungen ist weiterhin stark von der Kommunikation des Managements mit den gekündigten und weiterbeschäftigten Arbeitnehmern abhängig (Brockner et al. 1990, Brockner/Greenberg 1990: 66f.), die durch eine Beteiligung des Betriebsrates intensiviert werden kann und somit die informatorische Gerechtigkeit fördert. Aus Sicht der Attributionstheorie wird der Prozess durch eine aktive Beteiligung des Betriebsrates für die Arbeitnehmer besser kontrollierbar. Hierdurch wird diesen eine höhere Mitverantwortung zugeschrieben, woraus geringeres „Mitleid“ mit den Betroffenen resultiert (Weiner 1994).

*Hypothese 5: Entlassungen werden als gerechter beurteilt, falls der Betriebsrat am Entscheidungsprozess beteiligt wird.*

## **2.3 Datensatz und Methodik**

Grundlage der empirischen Analyse ist eine im Jahr 2004 durchgeführte repräsentative telefonische Befragung von 3039 Personen im Alter zwischen 20 und 60 Jahren (Struck et al. 2006). Die Befragten wurden u. a. gebeten, ihre Gerechtigkeitseinschätzung zu hypothetischen Entlassungsszenarien abzugeben. Die Szenarien- oder Vignettentechnik stellt eine erprobte und angemessene Methode zur Untersuchung von Gerechtigkeitseinstellungen dar (Jasso/Rossi 1977, Alves/Rossi 1978, Rossi/Anderson 1982, Jasso 2006). Szenarien bieten die Möglichkeit auch den Kontext, in dem Entlassungen ablaufen können und dessen Einfluss auf Gerechtigkeitsurteile, zu berücksichtigen (Konow 2003: 1992f.). Eine Befragung außenstehender, informierter Dritter hat den Vorteil, dass die Gerechtigkeitseinschätzungen dieser Personen objektiver und weniger verzerrt sind, da sie nicht direkt betroffen sind und keinen Anreiz zu strategischem Antwortverhalten haben (Babcock et al. 1995, Konow 2005).

Für die Szenarien wurden in weiten Teilen adäquate Modifikationen der Fragestellungen von Charness und Levine (2000) gewählt, die um Szenarien ergänzt wurden, die spezifische Rahmenbedingungen in Deutschland berücksichtigen. So spielt der Betriebsrat insbesondere in großen Unternehmen in Deutschland eine wichtige Rolle. Zudem hat die Vereinbarung eines Lohnverzichts zur Vermeidung betriebsbedingter Entlassungen in den letzten Jahren an Bedeutung gewonnen. In jedem Interview wurden drei Szenarien vorgestellt. Die Zusammenstellung der Sets folgte soweit wie möglich der US-amerikanischen Untersuchung, um einen internationalen Vergleich zu erleichtern (Gerlach et al. 2008). Die Sets wurden den Befragten im Wege der Zufallsauswahl vorgelegt. Sie waren Teil eines umfangreichen Fragebogens, der nicht gekürzt werden konnte. Aufgrund der Länge der Szenarien wurde daher ein „Between-Subjects“-Ansatz gewählt, d. h. jedes Szenario wurde nur einer – hinreichend großen – Teilmenge der Befragten vorgetragen. Die Befragten hatten vier Antwortkategorien zur Auswahl: (0) „sehr ungerecht“, (1) „eher ungerecht“, (2) „eher gerecht“ und (3) „sehr gerecht“.

Der Aufbau eines typischen Szenarios sei kurz erläutert:<sup>2</sup> In einem ersten Satz wird zunächst der auslösende „Schock“ für eine Entlassung genannt. Dies kann ein allgemeiner Absatzeinbruch oder eine Produktivitätssteigerung sein. Daran anschließend wird kurz präzisiert, welche Gruppe von Beschäftigten die Maßnahme trifft, wobei die Betroffenen nach der Berufsgruppe, der Art des im Unternehmen erworbenen Humankapitals und der Beschäftigungsdauer unterschieden werden. Neben diesem Aspekt distributiver Gerechtigkeit wird überdies die Prozessgestaltung beschrieben. Szenarienvariationen zur rigorosen oder behutsamen Durchführung von Entlassungen sowie zur Beteiligung des Betriebsrates ermöglichen hier die Berücksichtigung distributiver und prozeduraler Gerechtigkeitsmerkmale. Eine mit Blick auf Reziprozitätserwägungen wichtige Variante ist zudem, ob die Unternehmensleitung durch eigene Gehaltseinbußen an Sparmaßnahmen partizipiert.

Für die Analyse des Einflusses der einzelnen Szenariendimensionen auf die Gerechtigkeitsbewertung werden die Dimensionen als kategorial unabhängige Variablen kodiert. In ordinalen Probitmodellen wird auch der Einfluss persönlicher und betrieblicher Merkmale kontrolliert. Die abhängige Variable ist die Gerechtigkeitsbewertung der Szenarien. Da die

---

<sup>2</sup> Der detaillierte Aufbau der Szenarien wird im Anhang beschrieben.

Messungen pro Person nicht unabhängig sind, erfolgen die Schätzungen mit robusten Standardfehlern (Huber 1967).

Als Kontrollvariable werden neben dem Geschlecht und der Region (Ost- bzw. Westdeutschland), eine Gewerkschaftsmitgliedschaft und das Lebensalter aufgenommen. Vier Dummy-Variablen beziehen sich auf die berufliche Bildung: Referenzkategorie sind Befragte mit einer abgeschlossenen Lehre, eine zweite Kategorie erfasst Personen mit einem (Berufs-)Fachschulabschluss sowie Meister und Techniker, die dritte Kategorie (Fach-)Hochschulabsolventen und die letzte Kategorie schließlich Personen ohne Ausbildungsabschluss und sonstige Befragte. Der Erwerbsstatus unterscheidet erwerbstätige, nicht erwerbstätige und arbeitslose Personen. In der Unterstichprobe der abhängig Beschäftigten der Privatwirtschaft werden Arbeiter und Angestellte unterschieden. Aus dem monatlichen Netto-Erwerbseinkommen der Befragten werden drei Einkommensklassen (bis 1000 Euro, 1001 bis 2000 Euro, mehr als 2000 Euro) gebildet. Zudem werden drei Betriebsgrößenklassen (weniger als 50, 50 bis unter 200, 200 und mehr Beschäftigte) generiert. Daneben werden die Betriebszugehörigkeitsdauer im aktuellen Betrieb und die Existenz eines Betriebsrats kontrolliert. Aufgenommen wird auch die Einschätzung der eigenen Wiederbeschäftigungschancen im Fall einer Entlassung, die mit Null für gering und Eins für hoch kodiert ist. Die deskriptiven Statistiken im Hinblick auf die Gerechtigkeitsbewertung der Szenarien und zu den soziodemographischen Merkmalen sind in den Tabellen A.1 und A.2 im Tabellenanhang zusammengefasst.

## **2.4 Ergebnisse der empirischen Analyse**

Eine erste deskriptive Auswertung der Szenarien zeigt, dass die Mehrheit der Befragten Entlassungen eher als ungerecht bewertet (Tabelle A.1). Lediglich zwei Entlassungsszenarien (13 und 14) werden im Durchschnitt mit „eher gerecht“ oder „sehr gerecht“ beurteilt (Mittelwert  $> 1,5$ ). In beiden Fällen liegt eine externe Kündigungsursache vor; betroffen sind hoch qualifizierte Mitarbeiter. Am anderen Ende in der Gerechtigkeitsbewertung stehen zwei Szenarien (7 und 8) mit einer internen Entlassungsursache, wobei in einem Fall die Unternehmensleitung eine Erfolgsprämie „für die erfolgreiche Kostensenkung“ durch den Personalabbau erhält.

Die Ergebnisse der multivariaten Analysen weisen Tabelle 1 (Modelle 1a und 1b: alle Beobachtungen) und Tabelle 2 (Modelle 2a und 2b: Beschäftigte der Privatwirtschaft) aus. In den Modellen 1a und 2a werden zunächst nur die einzelnen Szenariendimensionen aufgenommen. In einem zweiten Schritt wird in den Modellen 1b und 2b für die soziodemographischen Merkmale kontrolliert. In der Gerechtigkeitsbewertung der hypothetischen Entlassungsszenarien zeigen sich bei den meisten Szenarienausprägungen keine wesentlichen Differenzen zwischen allen Befragten und der Gruppe der abhängig Beschäftigten. So ist die Wahrscheinlichkeit ein Szenario als gerechter zu bewerten in allen Modellen erwartungsgemäß signifikant höher, wenn Entlassungen Folge eines externen Schocks (Absatzeinbruch) sind, als bei betriebsinternen Ursachen (Hypothese 1(a)).

Dagegen wird Hypothese 1(b) nicht unterstützt, der zufolge Entlassungen im Zusammenhang mit der Einführung einer neuen Produktionstechnologie als gerechter beurteilt werden als solche aufgrund von Verbesserungsvorschlägen aus der Belegschaft. Die Differenz zwischen den Koeffizienten geht nur in der gesamten Stichprobe (Tabelle 1) in die erwartete Richtung; sie ist allerdings auch hier nicht signifikant, wie ein Wald-Test auf Gleichheit der Koeffizienten zeigt. Dieses Ergebnis könnte dadurch erklärt werden, dass der Reziprozitätsgedanke hier insgesamt weniger Bedeutung hat als vermutet. Möglicherweise lassen sich die Befragten auch von der Überlegung leiten, dass die betriebsbedingten Kündigungen von den Arbeitnehmern quasi mit verursacht wurden und damit letztlich Konsequenz ihrer eigenen Handlungen sind.

Die Berufsgruppe der Betroffenen (Hypothese 2(a)) hat keinen signifikanten Einfluss auf die wahrgenommene Gerechtigkeit der Szenarien. Für die Bewertung eines Szenarios ist es ohne Bedeutung, ob Ingenieure oder Produktionsarbeiter betroffen sind. Hier könnten auf Seiten einiger Befragter Erwägungen sozialer Gerechtigkeit eine Rolle gespielt haben, die zu einem zu Hypothese 2(a) gegenläufigen Effekt geführt haben könnte: Produktionsarbeiter finden sich auf niedrigeren Hierarchiestufen als Ingenieure, die eher hohe Positionen in der Unternehmenshierarchie einnehmen. Ausgehend davon, dass Beschäftigte auf unteren Hierarchieebenen in der Wahrnehmung der Öffentlichkeit in aller Regel auch diejenigen sind, die vorrangig die Lasten gravierender Fehlentscheidungen des Managements tragen, erklärt sich dann, warum die Berufsgruppe keinen Effekt auf das Gerechtigkeitsurteil hat.

**Tabelle 1: Geordnete Probitschätzungen über alle Beobachtungen**

	1a	1b
<b>Ursache</b> (Ref.: <i>allg. Absatzeinbruch</i> )		
Produktionstechnologie	<b>-0,322***</b> (0,041)	<b>-0,333***</b> (0,042)
Verbesserungsvorschläge	<b>-0,357***</b> (0,051)	<b>-0,380***</b> (0,053)
<b>Produktionsarbeiter</b> (Ref.: <i>Ingenieure</i> )	-0,033 (0,044)	-0,040 (0,044)
<b>2 Jahre Betriebszugehörigkeitsdauer</b> (Ref.: <i>10 Jahre</i> )	<b>0,283***</b> (0,053)	<b>0,298***</b> (0,053)
<b>Allgemeines Humankapital</b> (Ref.: <i>spezifisches HK</i> )	<b>0,346***</b> (0,053)	<b>0,356***</b> (0,053)
<b>Maßnahme</b> (Ref.: <i>sanfte Kündigung</i> )		
Harte Kündigung	<b>-0,752***</b> (0,059)	<b>-0,773***</b> (0,060)
Lohnverzicht	<b>-0,738***</b> (0,070)	<b>-0,763***</b> (0,071)
<b>Verhalten Management</b> (Ref.: <i>nicht erwähnt</i> )		
Annahme einer Prämie	<b>-0,431***</b> (0,058)	<b>-0,445***</b> (0,058)
Verzicht auf Prämie	<b>0,205***</b> (0,052)	<b>0,200***</b> (0,054)
<b>Beteiligung Betriebsrat</b> (Ref.: <i>nicht erwähnt</i> )		
Umfassende Beteiligung	-0,015 (0,083)	-0,015 (0,083)
Mindestbeteiligung	<b>0,217**</b> (0,091)	<b>0,233***</b> (0,090)
<b>Mann</b>		<b>0,250***</b> (0,037)
<b>Lebensalter in Jahren</b>		0,002 (0,013)
<b>Lebensalter quadriert</b>		-0,000 (0,000)
<b>Alte Bundesländer</b>		-0,018 (0,036)
<b>Gewerkschaftsmitglied</b>		<b>-0,181***</b> (0,047)
<b>Berufliche Ausbildung</b> (Ref.: <i>Lehre/ Facharbeiter</i> )		
(Berufs-)Fachschule/ Meister/ Techniker		<b>0,151***</b> (0,045)
(Fach-)Hochschulabschluss		<b>0,303***</b> (0,046)
Kein Ausbildungsabschluss		-0,076 (0,073)
<b>Erwerbsstatus</b> (Ref.: <i>erwerbstätig</i> )		
Nicht erwerbstätig		<b>-0,085*</b> (0,051)
Arbeitslos		<b>-0,236***</b> (0,054)
Schwellenwert 1	-1,513 (0,057)	-1,621 (0,260)
Schwellenwert 2	-0,379 (0,054)	-0,455 (0,260)
Schwellenwert 3	1,126 (0,059)	1,095 (0,260)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,044	0,064
Wald Chi <sup>2</sup> (11   21)	535,23***	701,26***
Beobachtungen	5509	

Anmerkungen: Abhängige Variable ist die Gerechtigkeitsbewertung der Szenarien mit (0) sehr ungerecht, (1) eher ungerecht, (2) eher gerecht, (3) sehr gerecht. Robuste Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveaus \*p < 0,10; \*\*p < 0,05; \*\*\*p < 0,01.

**Tabelle 2: Geordnete Probitschätzungen über alle abhängig Beschäftigten der Privatwirtschaft**

	2a	2b
<b>Ursache</b> (Ref.: allg. Absatzeinbruch)		
Produktionstechnologie	<b>-0,365***</b> (0,071)	<b>-0,389***</b> (0,072)
Verbesserungsvorschläge	<b>-0,331***</b> (0,089)	<b>-0,364***</b> (0,091)
<b>Produktionsarbeiter</b> (Ref.: Ingenieure)	-0,034 (0,074)	-0,055 (0,075)
<b>2 Jahre Betriebszugehörigkeitsdauer</b> (Ref.: 10 Jahre)	<b>0,357***</b> (0,095)	<b>0,383***</b> (0,095)
<b>Allgemeines Humankapital</b> (Ref.: spezifisches HK)	<b>0,236***</b> (0,089)	<b>0,243***</b> (0,090)
<b>Maßnahme</b> (Ref.: sanfte Kündigung)		
Harte Kündigung	<b>-0,733***</b> (0,102)	<b>-0,761***</b> (0,103)
Lohnverzicht	<b>-0,729***</b> (0,127)	<b>-0,743***</b> (0,129)
<b>Verhalten Management</b> (Ref.: nicht erwähnt)		
Annahme einer Prämie	<b>-0,553***</b> (0,102)	<b>-0,568***</b> (0,103)
Verzicht auf Prämie	-0,005 (0,092)	-0,019 (0,092)
<b>Beteiligung Betriebsrat</b> (Ref.: nicht erwähnt)		
Umfassende Beteiligung	0,042 (0,144)	0,069 (0,146)
Mindestbeteiligung	0,227 (0,154)	<b>0,268*</b> (0,152)
<b>Mann</b>		<b>0,143*</b> (0,075)
<b>Alte Bundesländer</b>		-0,036 (0,065)
<b>Gewerkschaftsmitglied</b>		-0,112 (0,086)
<b>Berufliche Ausbildung</b> (Ref.: Lehre/ Facharbeiter)		
(Berufs-)Fachschule/ Meister/ Techniker		<b>0,160**</b> (0,078)
(Fach-)Hochschulabschluss		<b>0,163*</b> (0,093)
Kein Ausbildungsabschluss		<b>-0,265*</b> (0,148)
<b>Angestellte/r</b> (Ref.: Arbeiter)		0,094 (0,079)
<b>Nettoeinkommen</b> (Ref.: bis 1000 Euro)		
1001 bis 2000 Euro		0,107 (0,077)
mehr als 2000 Euro		0,105 (0,121)
<b>Betriebszugehörigkeitsdauer in Jahren</b>		0,015 (0,011)
<b>Betriebszugehörigkeitsdauer (quadriert)</b>		-0,000 (0,000)
<b>Betriebsgröße</b> (Ref.: unter 50 Beschäftigte)		
50 bis unter 200 Beschäftigte		-0,148 (0,091)
200 und mehr Beschäftigte		-0,155 (0,098)
<b>Betriebsrat</b>		0,055 (0,090)
<b>Gute Chance neue Stelle zu finden</b>		<b>0,320***</b> (0,072)
Schwellenwert 1	-1,640 (0,104)	-1,376 (0,142)
Schwellenwert 2	-0,435 (0,095)	-0,139 (0,137)
Schwellenwert 3	1,152 (0,104)	1,491 (0,145)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,051	0,069
Wald Chi <sup>2</sup> (11   21)	182,98***	249,67***
Beobachtungen	1844	

Anmerkungen: Abhängige Variable ist die Gerechtigkeitsbewertung der Szenarien mit (0) sehr ungerecht, (1) eher ungerecht, (2) eher gerecht, (3) sehr gerecht. Robuste Standardfehler in Klammern; Signifikanzniveaus \*p < 0,10; \*\*p < 0,05; \*\*\*p < 0,01.



Dagegen haben die Art des erworbenen Humankapitals und die Dauer der Betriebszugehörigkeit der Entlassenen einen signifikanten Einfluss auf die Bewertung eines Szenarios. Entlassungen von Arbeitnehmern mit allgemeinem Humankapital werden als signifikant gerechter bewertet als Entlassungen von Beschäftigten, die spezifisches Humankapital erworben haben, womit Hypothese 2(b) unterstützt wird. Auch Hypothese 2(c) kann nicht abgelehnt werden. Denn die Wahrscheinlichkeit, ein Szenario als gerechter zu bewerten, ist signifikant höher, wenn die Betroffenen erst seit zwei Jahren und damit vergleichsweise kurze Zeit im Betrieb beschäftigt sind.

Auch wird ein Szenario mit signifikant geringerer Wahrscheinlichkeit als gerechter beurteilt, wenn die Entlassungen lediglich unter Einhaltung gesetzlicher Mindeststandards erfolgen, verglichen mit Szenarien, in denen großzügige Abfindungen gezahlt werden und die Betroffenen bei der Stellensuche unterstützt werden. Hypothese 3(a) wird damit gestützt. Überraschend ist dagegen, dass Hypothese 3(b) abgelehnt wird, wonach Strategien zur Vermeidung des Beschäftigungsabbaus durch Lohnverzicht im Vergleich zu Entlassungen als gerechter angesehen werden sollten. Im Gegenteil: Die Anwendung dieser Vermeidungsstrategie wird als signifikant ungerechter angesehen als sanfte Entlassungen. Auch die Differenz zu harten Entlassungen entspricht zwar in allen Modellen der erwarteten Richtung, ist jedoch nicht signifikant, wie ein Test auf Gleichheit der Koeffizienten zeigt. Eine Erklärung liegt möglicherweise darin, dass die Befragten die Folgen des betrieblichen Bündnisses für Arbeit in den entsprechenden Szenarien als eine Doppelbelastung für die Belegschaft interpretiert haben: Ein Teil der Beschäftigten wurde entlassen und die Weiterbeschäftigten müssen zusätzlich noch Lohnkürzungen hinnehmen. Pfeifer (2004) konnte in einer Studierendenbefragung ebenfalls keine Präferenz für betriebliche Bündnisse gegenüber sanften Entlassungen, jedoch gegenüber harten Entlassungen, feststellen.

Hypothese 4, der zufolge Entlassungen als ungerechter bewertet werden, wenn die Unternehmensleitung eine Erfolgsprämie erhält, und als gerechter, wenn sie darauf verzichtet, wird voll unterstützt. Ganz besonders deutlich zeigt sich die negative Wirkung der Annahme der Erfolgsprämie auf die Gerechtigkeitsbewertung durch die Wahl der Fälle als Referenz, in denen das Verhalten des Managements gar nicht erwähnt wurde. Die ausdrückliche Erwähnung eines Prämienverzichts in einigen Szenarien als Zeichen von „sha-

ring the pain“ hat dagegen in der Unterstichprobe der abhängig Beschäftigten (Tabelle 2) für sich genommen keinen Effekt auf die Szenarienbewertung. Möglicherweise setzen Erwerbstätige ein solches Verhalten des Managements als selbstverständlich voraus.

Überraschend ist das Ergebnis im Hinblick auf Hypothese 5, wonach die Beteiligung des Betriebsrates die Gerechtigkeitsbewertung der Szenarien positiv beeinflussen sollte. Ein stabiler positiver Einfluss zeigt sich lediglich für eine Beteiligung entsprechend der Mindestanforderungen, nicht jedoch, wenn der Betriebsrat darüber hinaus am Entlassungsprozess beteiligt wurde. In der Gesamtstichprobe zeigt der Test auf Gleichheit der Koeffizienten, dass eine umfassende Beteiligung des Betriebsrates sogar als signifikant ungerechter bewertet wird, als eine Beteiligung, die lediglich den gesetzlichen Mindestanforderungen genügt. Eine Erklärung könnte sein, dass die Befragten Letzteres für wenig sinnvoll halten, wenn damit keine Entlassungen verhindert wurden und der Betriebsrat quasi als „Feigenblatt“ benutzt wurde. Alternativ könnten Effizienzgesichtspunkte eine Rolle spielen. Denn eine zu starke Mitarbeiterbeteiligung kann auch kontraproduktiv sein (Freeman/Lazear 1995).

Auch bei Aufnahme soziodemographischer Merkmale als Kontrollvariable bleiben die Ergebnisse zu den Szenariendimensionen stabil (Modelle 1b und 2b). Männer bewerten Entlassungen mit signifikanter Wahrscheinlichkeit als gerechter als Frauen. Die Gewerkschaftsmitgliedschaft hat nur in der Gesamtstichprobe (Modell 1b) einen signifikant negativen Einfluss auf die Gerechtigkeitsbewertung. Dagegen sind in beiden Modellen weder das Lebensalter noch der Einfluss der Region signifikant. Je höher qualifiziert die erworbene berufliche Ausbildung ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit, dass Entlassungen als gerechter bewertet werden. Erwerbstätige ohne Ausbildungsabschluss beurteilen Entlassungen mit signifikant höherer Wahrscheinlichkeit als ungerechter als diejenigen mit einem Lehr- oder Facharbeiterabschluss (Modell 2b). Erwerbstätigkeit hat einen signifikant positiven Einfluss auf das Gerechtigkeitsempfinden (Modell 1b). Die Betriebszugehörigkeitsdauer im aktuellen Betrieb und die Betriebsgröße beeinflussen die Gerechtigkeitswahrnehmung nur schwach signifikant. Einen hoch signifikant positiven Einfluss hat die Einschätzung der persönlichen Wiederbeschäftigungschancen. Personen, die davon ausgehen, dass sie nach einer betriebsbedingten Kündigung schnell wieder einen Arbeitsplatz

finden, bewerten die Szenarien mit einer höheren Wahrscheinlichkeit als gerechter, verglichen mit denjenigen, die ihre Aussichten als eher schlecht einschätzen.

## 2.5 Diskussion und Fazit

Der Beitrag ist der Frage nachgegangen, welche Faktoren die wahrgenommene Gerechtigkeit betriebsbedingter Entlassungen beeinflussen. Die Ergebnisse zeigen, dass die Befragten externe und interne Entlassungsursachen unterscheiden und damit die Verantwortlichkeit der Unternehmensleitung berücksichtigen. So werden Entlassungen aufgrund eines allgemeinen Absatzeinbruchs gegenüber Entlassungen aufgrund einer Steigerung der Produktivität durch Einführung einer neuen Produktionstechnologie oder durch Verbesserungsvorschläge der Belegschaft als signifikant gerechter bewertet. Aus Sicht der Befragten müssen also dringende betriebliche Gründe vorliegen, die über eine bloße Gewinnsteigerung hinausgehen. Auch die Beachtung anerkannter Auswahlrichtlinien, wie z. B. die Länge der Betriebszugehörigkeit oder erworbenes betriebsspezifisches Humankapital, hat einen positiven Einfluss auf die Gerechtigkeitswahrnehmung. Dieser Effekt weist darauf hin, dass in der Bewertung einer gerechten Entlassung auch das Bedarfsprinzip berücksichtigt wird. Zum einen haben ältere Beschäftigte schlechtere Wiederbeschäftigungschancen und zum anderen sind die Chancen auf eine gleichwertige Beschäftigung für Arbeitnehmer mit spezifischem Humankapital geringer. Ferner scheinen die Arbeitnehmer in unserer Untersuchung großzügige Abfindungszahlungen gegenüber Vermeidungsstrategien, wie z. B. Lohnkürzungen im Rahmen betrieblicher Bündnisse für Arbeit, deutlich zu präferieren. Eine ausdrücklich erwähnte Beteiligung des Betriebsrates beeinflusst die Gerechtigkeitsbewertung nur dann signifikant positiv, wenn diese den gesetzlichen Anforderungen entspricht. Eine darüber hinausgehende Involvierung scheint dagegen als nicht notwendig angesehen zu werden.

Insgesamt weisen unsere Ergebnisse darauf hin, dass die Gerechtigkeitseinstellungen der Befragten im Grundsatz mit entsprechenden gesetzlichen Regelungen zum Kündigungsschutz und zur Mitbestimmung zu korrespondieren scheinen. Die Tatsache, dass Personen, die ihre Wiederbeschäftigungschancen nach einer Entlassung als eher gut einschätzen, auch die Szenarien mit signifikant höherer Wahrscheinlichkeit als gerechter bewerten, weist auf einen Einfluss der individuellen Arbeitsmarktsituation hin. Gleichzeitig haben

Unternehmen viele Möglichkeiten, die Akzeptanz notwendiger Entlassungen deutlich zu erhöhen, wie die positive Wirkung einer Zahlung großzügiger Abfindungen verbunden mit dem Angebot von Outplacement-Beratungen auf die Beurteilung der Entlassungsszenarien belegt. Diese höheren Anpassungskosten können im Gegenzug aber auch zu einer geringeren Einstellungsbereitschaft seitens der Unternehmen und folglich zu geringeren Wiederbeschäftigungschancen von entlassenen Arbeitnehmern führen. Einen zentralen Einfluss hat ferner das Verhalten des Managements: Besonders negativ auf die Gerechtigkeitsbewertung der Szenarien wirkt sich aus, wenn die Unternehmensleitung im Zuge betriebsbedingter Entlassungen eine Erfolgsprämie für die erfolgreiche Kostensenkung erhält.

Abschließend stellt sich die Frage, warum Unternehmen beim Abbau von Arbeitsplätzen Fairnesserwägungen häufig auch dann nicht in Betracht zu ziehen scheinen, wenn dies mit negativen Konsequenzen für den Unternehmenserfolg verbunden ist (z. B. verringerte Leistungsbereitschaft der Weiterbeschäftigten, negatives Unternehmensimage). Eine Erklärung könnte darin liegen, dass Entscheidungsträger im Unternehmen individuelle (kurzfristige) Ziele verfolgen und längerfristige Auswirkungen ihres Handelns auf den Unternehmenserfolg nicht angemessen berücksichtigen (Prinzipal-Agenten Problem). Ferner werden Themen wie organisationale Gerechtigkeit noch relativ selten in der Managementausbildung behandelt, so dass Entscheidungsträger sich auch aus Unkenntnis nicht gewinnmaximierend im Sinne ihres Unternehmens verhalten könnten. Denkbar ist auch ein Trade-Off zwischen fairer Entlohnung und Entlassungen. So werden in der Literatur seit längerem Lohnrigiditäten diskutiert, die empirisch beobachtet werden (Bewley 1999, Franz/Pfeiffer 2003). Im Falle eines Nachfragerückgangs könnte sich ein Unternehmen daher für eine Reduktion der Beschäftigung statt für eine Anpassung der Löhne entscheiden. Aus volkswirtschaftlicher Perspektive könnte eine ineffizient hohe Anzahl von Entlassungen die Folge sein, die beispielsweise zu höherer friktioneller Arbeitslosigkeit und weniger Humankapitalinvestitionen führen könnte.

## Anhang 1: Erläuterung des Szenarienaufbaus

Der erste Satz in jedem Szenario beschreibt den Entlassungsgrund:

- a1) Das wirtschaftliche Überleben eines Unternehmens ist durch einen allgemeinen Absatzeinbruch bedroht.
- a2) In einem Unternehmen ist die Produktivität durch die Einführung einer neuen Produktionstechnologie gestiegen.
- a3) In einem Unternehmen ist die Produktivität aufgrund von Verbesserungsvorschlägen aus der Belegschaft gestiegen.

Im zweiten Satz wird beschrieben, welche Gruppe von Arbeitnehmern von den Entlassungen betroffen und wie lange diese bereits im Unternehmen beschäftigt ist:

- b1) Das Unternehmen entlässt daher eine Anzahl von Ingenieuren [b1') Produktionsarbeitern],
- b2) die seit ca. zehn [b2') zwei] Jahren in dem Unternehmen beschäftigt sind.

Im nächsten Satz wird die Art des von den Betroffenen erworbenen Humankapitals erwähnt:

- c1) Die Betroffenen sind Spezialisten für eine Produktionstechnik, die in anderen Unternehmen selten eingesetzt wird.
- c2) Die Kenntnisse, die sie am Arbeitsplatz erworben haben, sind auch in anderen Unternehmen verwertbar.

Der nächste Satz beschreibt die Reaktion des Arbeitgebers:

- d1) Ihnen wird unter Einhaltung der Mindeststandards gekündigt.
- d2) Diejenigen, die entlassen werden, erhalten eine großzügige Abfindung. Gleichzeitig bietet das Unternehmen Unterstützung bei der Stellensuche an.
- d3) Um weitere Entlassungen zu vermeiden, wurde im Rahmen eines betrieblichen Bündnisses für Arbeit ein Lohnverzicht für die verbleibenden Beschäftigten ausgehandelt.

Anschließend wird in einigen Szenarien beschrieben, wie der Betriebsrat beteiligt wurde:

- e1) Der Betriebsrat wurde frühzeitig und umfassend beteiligt.
- e2) Der Betriebsrat wurde entsprechend den gesetzlichen Mindestanforderungen beteiligt.

In einem Teil der Szenarien wird stattdessen die Erfolgsprämie für das Management erwähnt:

- f1) Die Unternehmensleitung verzichtet wegen der notwendigen Entlassungen auf ihre jährliche Erfolgsprämie.
- f2) Die Unternehmensleitung erhält eine Erfolgsprämie für die erfolgreiche Kostensenkung.

Die jeweiligen Szenarien ergeben sich aus den Kombinationen in Tabelle A.1, in der auch die Häufigkeiten und Mittelwerte der Beurteilung der einzelnen Szenarien enthalten sind. Szenario 5 lautet dann zum Beispiel:

„Das wirtschaftliche Überleben eines Unternehmens ist durch einen allgemeinen Absatzeinbruch bedroht. Das Unternehmen entlässt daher eine Anzahl von Ingenieuren, die seit ca. zehn Jahren in dem Unternehmen beschäftigt sind. Die Betroffenen sind Spezialisten für eine Produktionstechnik, die in anderen Unternehmen selten eingesetzt wird. Ihnen wird unter Einhaltung der Mindeststandards gekündigt. Die Unternehmensleitung erhält eine Erfolgsprämie für die erfolgreiche Kostensenkung.“

**Anhang 2: Tabellen zur Zusammensetzung der Szenarien und deskriptive Statistik****Tabelle A.1: Zusammensetzung der Szenarien und deskriptive Statistik für alle Beobachtungen**

Szenarien- Nummer	Szenarien-Dimensionen (vgl. Anhang)						absolute Häufigkeiten				N	Mittelwert	Std.-Abw.
	(0)	(1)	(2)	(3)									
1	a3)	b1)	b2)	c1)	d2)		37	108	133	19	297	1,451	0,792
2	a1)	b1)	b2)	c1)	d1)	f1)	57	118	108	10	293	1,242	0,802
3	a2)	b1)	b2)	c1)	d2)		37	106	125	25	293	1,471	0,821
4	a1)	b1)	b2)	c1)	d1)		63	109	86	8	266	1,147	0,813
5	a1)	b1)	b2)	c1)	d1)	f2)	114	130	42	10	296	0,824	0,796
6	a2)	b1')	b2)	c2)	d1)	e2)	54	110	120	14	298	1,315	0,821
7	a2)	b1)	b2)	c1)	d1)		105	136	45	6	292	0,836	0,756
8	a2)	b1)	b2)	c1)	d1)	f2)	157	133	38	2	330	0,652	0,704
9	a1)	b1')	b2)	c2)	d1)		41	128	148	11	328	1,393	0,747
10	a1)	b1)	b2)	c1)	d3)		59	125	96	9	289	1,190	0,792
11	a1)	b1)	b2)	c2)	d1)		41	97	140	20	298	1,466	0,813
12	a2)	b1')	b2)	c2)	d1)	e1)	76	121	100	10	307	1,143	0,828
13	a1)	b1')	b2')	c2)	d1)		32	70	137	18	257	1,549	0,800
14	a1)	b1)	b2)	c1)	d2)		24	68	121	43	256	1,715	0,854
15	a1)	b1')	b2)	c1)	d3)		59	127	87	4	277	1,130	0,755
16	a1)	b1)	b2')	c1)	d1)		31	114	115	16	276	1,420	0,766
17	a3)	b1)	b2)	c1)	d1)		92	135	58	3	288	0,903	0,745
18	a1)	b1')	b2)	c1)	d1)		62	110	110	6	288	1,208	0,800
19	a2)	b1)	b2)	c1)	d1)	f1)	64	131	85	11	291	1,148	0,802

Anmerkung: Szenarien konnten mit (0) sehr ungerecht, (1) eher ungerecht, (2) eher gerecht, (3) sehr gerecht beurteilt werden.

**Tabelle A.2: Deskriptive Statistik der erklärenden Variablen**

<b>Erklärende Variablen</b>	<b>Alle Beobachtungen</b>			<b>Abhängig Beschäftigte der Privatwirtschaft</b>		
	<b>N</b>	<b>Mittelwert</b>	<b>Std.Abw.</b>	<b>N</b>	<b>Mittelwert</b>	<b>Std.Abw.</b>
Männlich	5509	0,395	0,489	1844	0,488	0,500
Lebensalter	5509	41,328	10,709			
Alte Bundesländer	5509	0,480	0,450	1844	0,507	0,500
Gewerkschaftsmitglied	5509	0,169	0,375	1844	0,178	0,383
<b>Berufliche Ausbildung</b>						
Lehre/Facharbeiter	5509	0,472	0,450	1844	0,564	0,496
(Berufs-)Fachschule/						
Meister/ Techniker	5509	0,215	0,411	1844	0,206	0,405
(Fach-)Hochschulabschluss	5509	0,234	0,423	1844	0,180	0,384
Kein Ausbildungsabschluss	5509	0,080	0,271	1844	0,050	0,219
<b>Erwerbsstatus</b>						
Erwerbstätig	5509	0,678	0,467			
Nicht erwerbstätig	5509	0,179	0,383			
Arbeitslos	5509	0,143	0,351			
Angestellte/r				1844	0,714	0,452
<b>Monatliches Nettoeinkommen</b>						
bis 1000 Euro				1844	0,338	0,473
1001 bis 2000 Euro				1844	0,484	0,500
mehr als 2000 Euro				1844	0,177	0,382
Betriebszugehörigkeitsdauer				1844	9,877	8,713
<b>Betriebsgröße</b>						
unter 50 Beschäftigte				1844	0,420	0,494
50 bis unter 200 Beschäftigte				1844	0,208	0,406
200 und mehr Beschäftigte				1844	0,372	0,483
Betriebsrat				1844	0,472	0,499
Gute Chance eine neue Stelle zu finden				1844	0,239	0,426

Anmerkung: Alle Variablen sind Dummies, außer Lebensalter und Betriebszugehörigkeitsdauer, die in Jahren gemessen werden. Die Zahl der Beobachtungen entspricht den abgegebenen Gerechtigkeitsbewertungen und übersteigt deshalb die Zahl der Befragten.



### **III Lohnsetzungsregime, Lohnverteilung und geschlechtsspezifisches Lohndiffe- renzial**

## **3 Der Einfluss der Tarifbindung auf Lohnhöhe und Lohnverteilung\***

### **3.1 Einleitung**

Die Lohnungleichheit nimmt in Deutschland seit Beginn der 1980er Jahre zu. Während sich der Anstieg in den 1980er Jahren im Wesentlichen auf das obere Ende der Lohnverteilung beschränkte (Dustmann/Ludsteck/Schönberg 2009, Fitzenberger 1999), hat die Lohnungleichheit seit den 1990ern auch am unteren Ende der Lohnverteilung zugenommen (Antonczyk/Fitzenberger/Leuschner 2009, Dustmann/Ludsteck/Schönberg 2009, Gerhardt/Pfeiffer 2007, Kohn 2006). Diese Ergebnisse sind konsistent mit einem abnehmenden Einfluss der Gewerkschaften auf die Lohnsetzung ab den 1990ern, der zuvor eine Zunahme der Lohnungleichheit am unteren Ende der Lohnverteilung gebremst hat. So kann die Verringerung der Reichweite gewerkschaftlicher Lohnvereinbarungen in der Studie von Dustmann, Ludsteck und Schönberg (2009) etwa 30 Prozent des Anstiegs der Lohnungleichheit erklären.<sup>1</sup>

---

\* Ich danke Bernd Höptner, Uwe Rode und Dietrich Schwinger vom Landesbetrieb für Statistik und Kommunikation Niedersachsen für ihre Hilfe bei der Arbeit mit der niedersächsischen Gehalts- und Lohn- bzw. Verdienststrukturerhebung. Für hilfreiche Kommentare danke ich Knut Gerlach, Christian Pfeifer und Patrick Puhani. Dieses Kapitel wurde gefördert mit Forschungsmitteln des Landes Niedersachsen. Eine frühere Version ist als Diskussionspapier Nr. 431 der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Leibniz Universität Hannover erschienen.

<sup>1</sup> Eine weitere wichtige Erklärung liefert eine Neuinterpretation der Hypothese zum qualifikationsverzerrten technologischen Wandel. Danach führt insbesondere der Einsatz von Computern zu einer Polarisierung der Qualifikationsnachfrage, mit einer Ausdehnung der Beschäftigung im Hochlohn- und im Niedriglohnbereich auf Kosten von Tätigkeiten mit mittlerer Entlohnung (siehe z. B. Autor/Katz/Kearney 2006, 2008 und Autor/Levy/Murnane 2003 für die USA, Goos/Manning 2007 für Großbritannien). Black/Spitz-Oener (2007) und Dustmann, Ludsteck und Schönberg (2009) finden diesen Trend auch für Deutschland. Allerdings können Antonczyk, Fitzenberger und Leuschner (2009) den in den letzten Jahren beobachteten Anstieg der Lohnstreuung unter männlichen Arbeitern in Deutschland nicht auf Basis des qualifikationsverzerrten technologischen Wandels erklären. Sie weisen – wie auch Dustmann, Ludsteck und Schönberg (2009) – auf die Bedeutung einer Betrachtung des Einflusses institutioneller Veränderungen auf die Lohnungleichheit hin.

Gewerkschaften beeinflussen Lohnstrukturen vor allem über kollektive Verhandlungen, deren Ergebnisse in Tarifverträgen festgehalten werden. Dabei werden Flächentarifverträge zwischen einer Gewerkschaft und einem Arbeitgeberverband auf Ebene der Wirtschaftszweige für eine bestimmte Region abgeschlossen und sind für die Mitgliedsfirmen des entsprechenden Arbeitgeberverbandes und die gewerkschaftlich organisierten Beschäftigten bindend. Ein Haustarifvertrag wird dagegen von einer Gewerkschaft mit einem einzelnen Unternehmen ausgehandelt und beinhaltet speziellere Vereinbarungen als ein möglicherweise auf Wirtschaftszweigebene existierender Flächentarifvertrag. Nicht erlaubt ist die Vereinbarung von Individualprämien für Gewerkschaftsmitglieder, so dass die Ergebnisse von Lohnverhandlungen von den Arbeitgebern im Regelfall auch auf die Beschäftigten übertragen werden, die nicht gewerkschaftlich organisiert sind (Fitzenberger/Kohn/Lemcke 2008). Da vor allem Großbetriebe tarifgebunden sind, wird die Mehrheit der Beschäftigten weiterhin nach einem Flächen- oder Haustarifvertrag entlohnt, obwohl nur noch ein Sechstel der westdeutschen Arbeitnehmer gewerkschaftlich organisiert ist (Schnabel/Wagner 2008) und die Tarifbindung der Unternehmen weiter zurückgeht.

Im Rahmen von Lohnverhandlungen wollen Gewerkschaften neben einer Verbesserung des Lebensstandards der Gewerkschaftsmitglieder als weiteres wichtiges Ziel "gleichen Lohn für gleiche Arbeit" erreichen. Die Erreichung dieses Ziels soll durch eine Komprimierung der Löhne und damit eine Verringerung der inner- und zwischenbetrieblichen Streuung derselben erreicht werden (Freeman/Medoff 1984, Freeman 1982). Diesem Zweck dient die Standardisierung der Löhne, insbesondere indem die Löhne eher an Eigenschaften von Arbeitsplätzen als an persönliche Merkmale der Arbeitsplatzinhaber gekoppelt werden. Freeman (1980b) unterscheidet verschiedene Gründe, aus denen Gewerkschaften versuchen sollten, die Lohnverteilung zu verringern: Zunächst gilt bei linkssteiler Verteilung des Lohnes, dass der Median unter dem Durchschnittslohn liegt. Eine Verringerung der Lohnungleichheit erhöht dann den Lohn des Medianmitglieds, an dessen Präferenzen sich die Gewerkschaft orientieren könnte, und den der darunterliegenden Arbeitnehmer. Zudem ist Gewerkschaftssolidarität leichter zu erreichen, wenn keiner besonders viel mehr verdient als die anderen. Und Arbeitnehmer präferieren objektive Standards gegenüber subjektiven Entscheidungen von Vorgesetzten, die für die Beschäftigten schlechter nachvollziehbar sind.

Empirische Evidenz für die komprimierende Wirkung der Gewerkschaften auf die Lohnverteilung zeigt sich aus drei Richtungen (Vogel 2007): Erstens haben Gewerkschaften in vielen industrialisierten Ländern als wichtigste lohnsetzende Institution an Boden verloren, während die Lohnstreuung gleichzeitig stark zugenommen hat. Zweitens ist die Lohnstreuung in Ländern mit einer großen Reichweite der Gewerkschaften geringer als in Ländern, in denen Gewerkschaften nur eine geringe Rolle bei der Lohnsetzung spielen. Drittens ist die Lohnstreuung bei Arbeitnehmern in tarifgebundenen Unternehmen geringer als bei Beschäftigten in Unternehmen ohne Tarifbindung.

Aber es gibt auch gegenläufige Effekte, die eine Lohnkompression durch Tarifverträge beschränken. So erhöhen Tarifverträge zwar die Einkommen der weniger produktiven Arbeitnehmer, aber sie haben negative Effekte auf die Einkommen der hochproduktiven Beschäftigten (Gerlach/Stephan 2002). Da kollektive Lohnvereinbarungen zudem faktische Mindestlöhne bewirken, könnten Arbeitgeber dazu übergehen nur noch Arbeitnehmer mit einer bestimmten Mindestproduktivität einzustellen. Zudem könnte mit Zustimmung des Betriebsrates eine Leistungsentlohnung eingeführt werden (Gerlach/Stephan 2006a).

Vor dem Hintergrund der zunehmenden Bedeutung von Haustarifverträgen, insbesondere aber auch von individuellen Lohnvereinbarungen auf Kosten der Flächentarifbindung (Gerlach/Stephan 2006b) soll mit diesem Beitrag der Einfluss dieser drei Lohnsetzungsregime auf die durchschnittliche Lohnhöhe und die Lohnstreuung sowie ihre Veränderung im Zeitablauf analysiert werden. Datenbasis sind die niedersächsischen Teilstichproben der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung (GLS) – ab 2006: Verdienststrukturerhebung (VSE) – für die Jahre 1990, 1995, 2001 und 2006. Die Untersuchung orientiert sich an der Studie von Gerlach und Stephan (2006a). Sie berücksichtigt die Veränderungen im Design der VSE 2006 gegenüber der GLS, mit der insbesondere die Unterscheidung zwischen Arbeitern und Angestellten entfällt.

Der Rest des Beitrags gliedert sich wie folgt: In Abschnitt 3.2 werden der Datensatz und die relevanten Variablen beschrieben, gefolgt von der Erläuterung der angewandten Methodik in Abschnitt 3.3. In Abschnitt 3.4 folgen die Ergebnisse der empirischen Untersuchung. Der Beitrag schließt mit einem Fazit in Abschnitt 3.5.

### 3.2 Daten und Variable

Grundlage der empirischen Analyse sind Daten der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung (GLS) – ab 2006: Verdienststrukturerhebung (VSE) – für Niedersachsen für die Jahre 1990, 1995, 2001 und 2006, die Teil der GLS bzw. VSE für die Bundesrepublik Deutschland sind (Dresch/Kaukewitsch 1993, Kaukewitsch 1998, Frank-Bosch 2003, Statistisches Bundesamt 2008). Die Erhebung erfasst Verdienste, Arbeitszeiten und diverse persönliche Merkmale der Beschäftigten. Zudem wird für jedes Unternehmen das maßgebende Lohnsetzungsregime – Flächentarifvertrag, Haustarifvertrag oder individuelle Lohnvereinbarung – angegeben.

Die Daten werden als zweistufige, repräsentative Zufallsstichprobe in mehrjährigem Abstand gezogen, wobei sowohl die Betriebe als auch die Beschäftigten in aufeinanderfolgenden Wellen voneinander abweichen. Auf der ersten Stufe werden die Betriebe ausgewählt, auf der zweiten Stufe erfolgt die Auswahl einer Stichprobe von Beschäftigten aus den gezogenen Betrieben. 1990 und 1995 werden lediglich sozialversicherungspflichtige Arbeitnehmer (ohne geringfügig Beschäftigte und Auszubildende) erfasst. Daneben besteht eine obere monatliche Verdienstgrenze von 8.691,96 Euro (17.000 DM) im Jahr 1990 und von 12.782,30 Euro (25.000 DM) im Jahr 1995. Für die Jahre 2001 und 2006 besteht eine solche Zensierung nicht. In den Jahren 1990 und 1995 umfassen die niedersächsischen Stichproben jeweils etwa 65.000 Beschäftigte aus 1.500 Betrieben (Statistische Berichte N I/S-j/90 und NI/S-j/95), im Jahr 2001 knapp 86.000 Beschäftigte aus 2.100 Betrieben (Gerlach/Stephan 2006b) und im Jahr 2006 ca. 143.000 Arbeitnehmer aus 2.500 Betrieben (Höptner 2009).

Die Daten decken das gesamte produzierende Gewerbe ab und Teile des Dienstleistungssektors, die über die Jahre variieren. Zur Homogenisierung der Stichprobe wird die Analyse auf Beschäftigte im produzierenden Gewerbe in Betrieben mit mindestens 100 Beschäftigten und wenigstens 5 Beobachtungen je Betrieb beschränkt. Berücksichtigt werden nur Vollzeitbeschäftigte mit einer vereinbarten wöchentlichen Arbeitszeit von mindestens 30 Stunden, die im gesamten Erhebungsjahr beschäftigt waren. Die verbleibende Stichprobe umfasst 31.567 Beobachtungen aus 527 Betrieben in 1990, 34.046 Beobachtungen

aus 637 Betrieben in 1995, 18.612 Beobachtungen aus 365 Betrieben in 2001 und 20.902 Beobachtungen aus 301 Betrieben in 2006.

Gerlach und Stephan (2006a) beschränken ihre Analysen auf Arbeiter. Da eine Differenzierung der Beschäftigten in Arbeiter und Angestellte in der VSE 2006 nicht mehr enthalten ist, muss diese Einschränkung aus Gründen der Vergleichbarkeit der Ergebnisse auch für die anderen Wellen aufgehoben werden. Abhängige Variable ist der logarithmierte Stundenlohn ohne Berücksichtigung von Überstunden und Überstundenentgelten. Dabei bleibt unberücksichtigt, dass insbesondere von den bisher als Angestellte bezeichneten Beschäftigten teilweise unbezahlte Überstunden geleistet werden. Die Löhne in 1990 und 1995 wurden von DM in Euro umgerechnet. Um Vergleiche zwischen den Jahren zu ermöglichen, wurden die Löhne zudem preisbereinigt (2006 = 100), wofür der Verbraucherpreisindex des Statistischen Bundesamtes zugrundegelegt wurde. Erklärende Variable sind zunächst die Betriebszugehörigkeitsdauer und die potenzielle Berufserfahrung sowie die Dauer bis zum Erwerb des höchsten Schulabschlusses. Die beiden letzteren gelten dabei – wie üblich – als Proxies für allgemeines Humankapital, während die Dauer der Betriebszugehörigkeit erworbenes firmenspezifisches Humankapital repräsentiert. Daneben werden noch Dummies für Geschlecht und Leistungsgruppe aufgenommen. Die Leistungsgruppen unterscheiden die Anforderungen an den jeweiligen Arbeitsplatz wie folgt: Beschäftigte in einfachen Tätigkeiten, Beschäftigte ohne eigene Entscheidungsbefugnis, Beschäftigte mit mehrjähriger Berufserfahrung sowie Arbeitnehmer mit besonderen Erfahrungen. Leitende Arbeitnehmer werden aus der Stichprobe ausgeschlossen, da sie in der Regel außertariflich entlohnt werden. Diese Einschränkung hat zudem den Vorteil, dass die Zensierung der Löhne in den Jahren 1990 und 1995 die Ergebnisse der Analyse nicht mehr beeinflusst.

### **3.3 Methodik der empirischen Analyse**

Zentrales Ziel dieses Beitrags ist die Untersuchung der Streuung von Löhnen und Lohnkomponenten in den verschiedenen Lohnsetzungsregimen. Die angewandte Methode stützt sich auf ähnliche Arbeiten von Abowd et al. (2001), Bronars und Famulari (1997) sowie Bronars et al. (1999), die ebenfalls auf Basis von verbundenen Arbeitgeber-Arbeitnehmer-Datensätzen die Lohnsysteme in den USA und Frankreich, zwei amerikanische Datensätze bzw. Lohnunterschiede zwischen Arbeitern und Angestellten in Dänemark und den USA

vergleichen. Allerdings unterscheiden sie nicht zwischen verschiedenen Lohnsetzungsregimen.

Zunächst wird für jedes Lohnsetzungsregime eine Lohnregression mit fixen Betriebseffekten geschätzt:

$$\ln W_{ik} = X_{ik}\beta + \phi_k + u_{ik}$$

Dabei ist  $\ln W_{ik}$  der logarithmierte Stundenlohn,  $X_{ik}$  ein Vektor von individuellen Merkmalen und  $u_{ik}$  ein i.i.d. Störterm von Arbeitnehmer  $i$  in Betrieb  $k$ , während  $\phi_k$  ein fixer Betriebseffekt auf die Löhne ist, die in Betrieb  $k$  gezahlt werden. Im Gegensatz zur Anwendung mit Zufallseffekten hat die Schätzung mit fixen Effekten den Vorteil, dass keine Unabhängigkeit zwischen den persönlichen Merkmalen der Beschäftigten und den Betriebseffekten vorliegen muss (z. B. Wooldridge 2006: 497). Für die GLS bzw. VSE wird für jede Erhebung eine neue Zufallsstichprobe gezogen, so dass in jeder Welle die Daten unterschiedlicher Betriebe und unterschiedlicher Mitarbeiter gezogen werden. Mit diesen Querschnittsdaten kann nicht für die Heterogenität der Mitarbeiter kontrolliert werden. Der geschätzte Betriebseffekt  $\hat{\phi}_k$  kann daher nicht um den fixen Arbeitnehmereffekt des jeweiligen Betriebes bereinigt werden, so dass nur ein globaler fixer Effekt für jeden Arbeitgeber geschätzt werden kann (Kramarz/Lollivier/Pelé 1996). Nach Schätzung von  $\hat{\beta}$  errechnet sich der fixe Effekt für jeden Betrieb somit als Mittelwert von  $(\ln W_{ik} - X_{ik}\hat{\beta})$  für alle Beschäftigten  $i$  in Betrieb  $k$ . Also misst  $\hat{\phi}_k$  die Summe aus dem "reinen" Betriebs- effekt und dem Mittelwert der individuellen fixen Effekte der Arbeitnehmer im jeweiligen Betrieb.  $X_{ik}\hat{\beta}$  ist der geschätzte Lohn den Arbeitnehmer  $i$  im Standardbetrieb erwarten kann und wird als Index für Arbeitnehmerqualität betrachtet.

Der logarithmierte Lohn wird in drei Komponenten zerlegt: den Index für Arbeitnehmerqualität ( $X_{ik}\hat{\beta}$ ), den fixen Betriebseffekt auf die Löhne ( $\hat{\phi}_k$ ) und das logarithmierte Lohnresiduum ( $\hat{u}_{ik}$ ). Für jede dieser Komponenten wird die Standardabweichung berechnet, die gegenüber der Varianz den Vorteil hat, dass sie als ungefähre durchschnittliche prozentuale Abweichung vom bedingten Mittelwert interpretiert werden kann und damit ein relatives

Maß für die Lohnstreuung darstellt (Gerlach/Stephan 2006a). Unter der Annahme, dass der Standardfehler einer geschätzten Standardabweichung  $\hat{\sigma}$  normalverteilt ist, wird er angenähert durch  $\hat{\sigma}_s = \hat{\sigma} / \sqrt{2N}$ , wobei N die Zahl der Beobachtungen ist, die zur Berechnung der Standardabweichung herangezogen wurde.

Im folgenden Abschnitt werden die Standardabweichungen der Indizes für Arbeitnehmerqualität über Individuen, der betrieblichen Lohneffekte über Betriebe und die Lohnresiduen berichtet. Gürtzgen (2007) zeigt auf Basis des Linked Employer-Employee Datensatzes des IAB (LIAB), dass der Gesamteffekt tarifvertraglicher Reichweite auf die Erträge aus beobachtbaren Merkmalen eher vernachlässigbar ist, wenn für die Selektion der Beschäftigten in die einzelnen Lohnsetzungsregime kontrolliert wird. Da es sich bei der GLS bzw. VSE um Querschnittsdaten handelt, kann für Selektion nicht direkt kontrolliert werden. Allerdings kann für jede Welle für jedes Lohnsetzungsregime die hypothetische Standardabweichung des Index für Arbeitnehmerqualität berechnet werden, die sich ergibt, wenn für die Entlohnung der individuellen Merkmale die Erträge zugrundegelegt werden, die für die jeweils anderen Regime geschätzt wurden. Dabei werden die fixen Betriebseffekte auf Null normalisiert. Das Ergebnis dieser Berechnungen gibt Hinweise auf mögliche Unterschiede zwischen den Beschäftigten der drei Lohnsetzungssysteme.

## **3.4 Empirische Ergebnisse**

### **3.4.1 Deskriptive Statistik**

Tabelle 1 präsentiert Mittelwerte und Stichprobengrößen der in die Analyse einbezogenen Variablen. 1990, 1995 und 2001 entlohnen etwa 70 Prozent der Firmen ihre Arbeitnehmer nach einem Flächentarifvertrag, während 13 Prozent einen Haustarifvertrag und ca. 18 Prozent keinen Tarifvertrag anwenden, wobei das Verhältnis der verschiedenen Lohnsetzungsregime zueinander in den ersten drei Wellen der Erhebung stabil ist. 2006 zeigt sich dagegen eine dramatische Veränderung: Der Anteil der Betriebe, die einen Flächentarifvertrag anwenden, sinkt auf 50 Prozent, während fast 1/3 der Betriebe keinem Tarifvertrag mehr unterliegt.



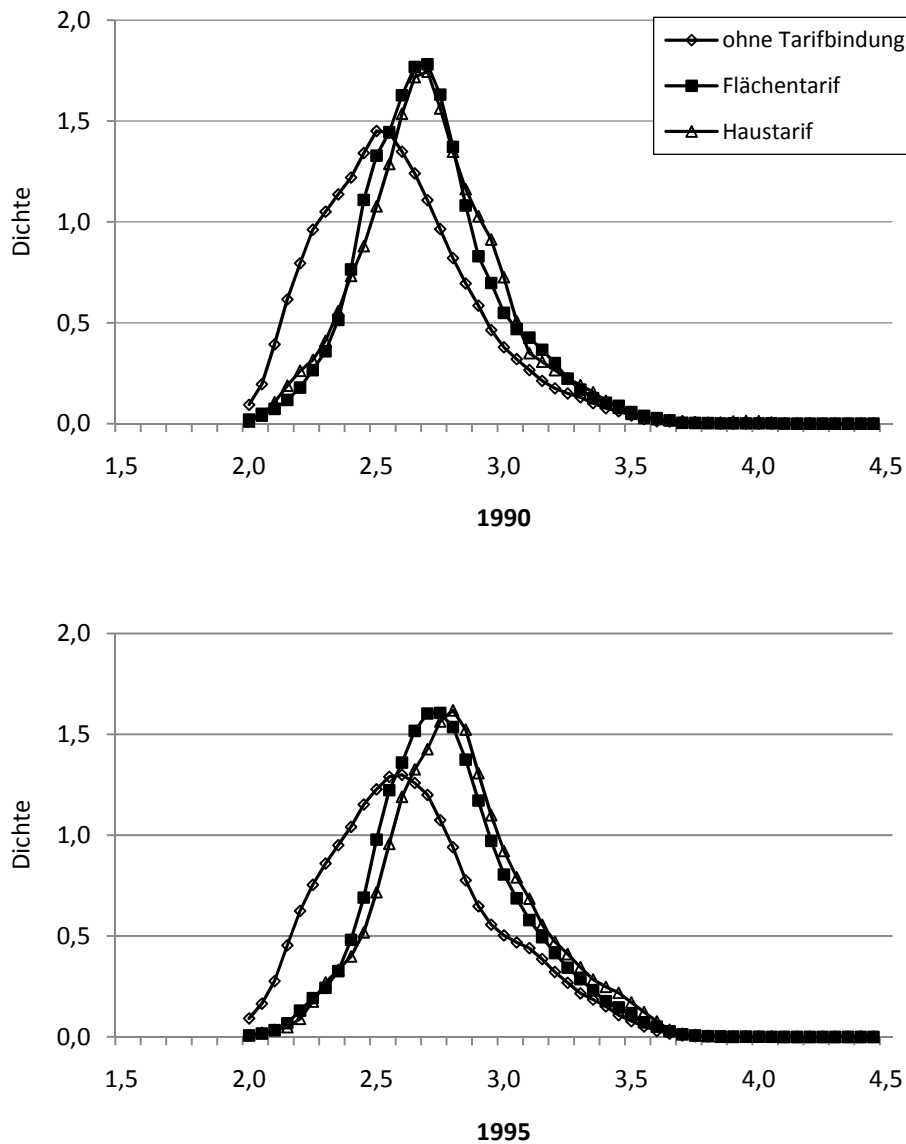
**Tabelle 1: Mittelwerte und Stichprobengrößen**

Variable	1990			1995		
	F	H	K	F	H	K
log. Stundenlohn	2,709	2,718	2,575	2,785	2,826	2,644
weiblich*	0,223	0,187	0,325	0,213	0,199	0,299
Schulbildung	11,657	11,533	11,602	11,809	11,958	11,712
Betriebszugehörigkeit	11,351	13,221	7,660	12,465	13,800	8,961
potenzielle Berufserfahrung	20,954	21,855	17,857	22,292	22,547	20,051
einfache Tätigkeit*	0,110	0,135	0,109	0,122	0,113	0,089
ohne eigene Entscheidungsbefugnis*	0,253	0,224	0,279	0,226	0,174	0,276
mehrfährige Berufserfahrung*	0,521	0,534	0,483	0,516	0,545	0,517
besondere Erfahrungen*	0,116	0,107	0,129	0,136	0,168	0,117
Anzahl Beobachtungen	23734	4458	3375	25020	4768	4258
Prozentsatz der Beobachtungen	0,75	0,14	0,11	0,73	0,14	0,13
Anzahl Betriebe	368	70	89	440	78	119
Prozentsatz der Betriebe	0,70	0,13	0,17	0,69	0,12	0,19
Beobachtungen je Betrieb	64	64	38	57	61	36
Variable	2001			2006		
	F	H	K	F	H	K
log. Stundenlohn	2,862	2,860	2,741	2,880	2,807	2,627
weiblich*	0,195	0,213	0,235	0,193	0,231	0,285
Schulbildung	12,019	11,897	12,093	12,186	11,868	12,018
Betriebszugehörigkeit	12,236	11,602	9,237	13,636	13,630	8,776
potenzielle Berufserfahrung	22,576	23,341	20,620	23,656	23,469	21,828
einfache Tätigkeit*	0,100	0,149	0,106	0,085	0,089	0,146
ohne eigene Entscheidungsbefugnis*	0,249	0,214	0,212	0,202	0,192	0,240
mehrfährige Berufserfahrung*	0,493	0,506	0,439	0,419	0,458	0,457
besondere Erfahrungen*	0,159	0,131	0,243	0,294	0,260	0,157
Anzahl Beobachtungen	13696	2650	2266	10836	4746	5320
Prozentsatz der Beobachtungen	0,74	0,14	0,12	0,52	0,23	0,25
Anzahl Betriebe	254	47	64	151	56	94
Prozentsatz der Betriebe	0,70	0,13	0,18	0,50	0,19	0,31
Beobachtungen je Betrieb	54	56	35	72	85	57

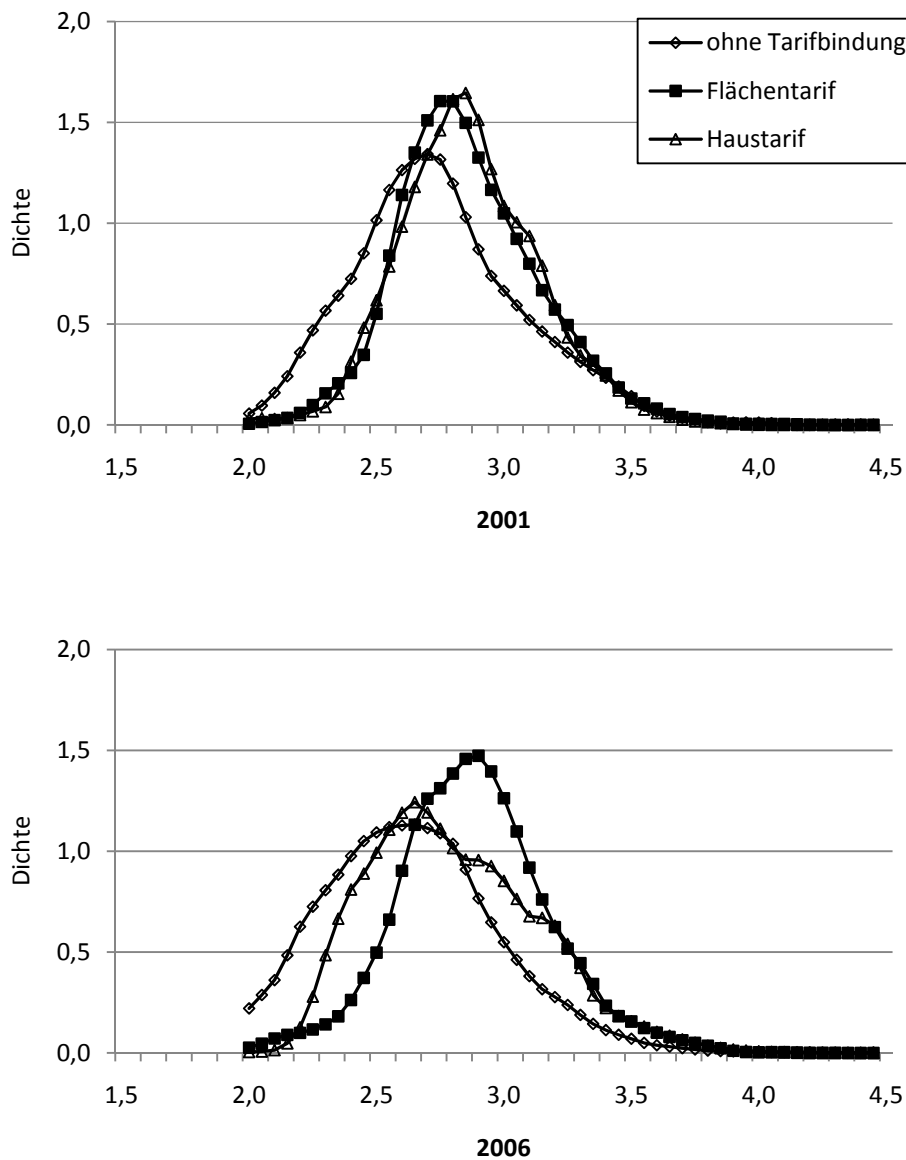
Anmerkungen: F = Flächentarifvertrag, H = Haustarifvertrag, K = kein Tarifvertrag; \*) Dummy;  
Nur Beschäftigte aus Unternehmen mit mind. 100 Arbeitnehmern.

In Unternehmen ohne Tarifvertrag werden in allen Erhebungsjahren erwartungsgemäß die niedrigsten Löhne gezahlt. 1990 und 1995 beziehen Arbeitnehmer in Firmen mit einem Haustarifvertrag die höchsten Löhne. Im Jahr 2001 ist der durchschnittliche logarithmierte Lohn hier geringfügig niedriger als in Betrieben, die einen Flächentarifvertrag anwenden. Zwischen 1990 und 2001 steigen die Löhne in allen Tarifvertragsregimen an. 2006 können sich nur die Beschäftigten in Betrieben, die einen Flächentarifvertrag anwenden, über einen realen Lohnzuwachs freuen, während Arbeitnehmer, deren Arbeitgeber einem Hausta-

rifvertrag oder keinem Tarifvertrag unterliegen, gegenüber 2001 einen Lohnabschlag hinnehmen müssen. Kerndichteschätzungen der logarithmierten Stundenlöhne in Abbildung 1 geben einen ersten Eindruck vom Zusammenhang zwischen Lohnstruktur und Lohnsetzungsregime. In den Jahren 1990, 1995 und 2001 fällt auf, dass sich die Verteilungen der logarithmierten Stundenlöhne bei Anwendung von Flächen- bzw. Haustarifen ähneln, während die Verteilung im Regime ohne Tarifbindung deutlich stärker streut mit einer größeren Häufigkeit niedrigerer Löhne.



**Abbildung 1: Kerndichteschätzungen der logarithmierten Stundenlöhne**



**Abbildung 1: Fortsetzung**

In den ersten drei Erhebungsjahren verändert sich der Kurvenverlauf nur wenig. In 2006 zeigt sich in allen Lohnsetzungsregimen eine deutlich größere Streuung. Auch die Lage der Kurven zueinander hat sich stark verändert, insbesondere die Kurve "Haustarifvertrag" ist deutlich flacher geworden. Gleichzeitig ist der dichteste Wert der logarithmierten Löhne bei Abschluss von Haustarifverträgen gegenüber 2001 deutlich nach links verschoben (2001: 2,85; 2006: 2,65), während sich bei Anwendung von Flächentarifverträgen eine Verschiebung nach rechts zeigt (2001: 2,75; 2006: 2,9).

Der Anteil der Frauen ist in allen Jahren unter dem Regime mit individuellen Lohnverhandlungen am höchsten. Dies steht im Einklang mit den Ergebnissen anderer Untersuchungen, wonach Frauen sich häufiger in Niedriglohnunternehmen segregieren (z. B. Hinz/Gartner 2005). Zudem kann vermutet werden, dass in Unternehmen, die keinem Tarifvertrag unterliegen, flexiblere Arbeitszeitregelungen möglich sind, von denen insbesondere Frauen profitieren könnten. Die durchschnittliche Dauer der Schulbildung verändert sich im Zeitablauf nur marginal und weist auch im Vergleich der Lohnsetzungsregime kaum Unterschiede auf. Die durchschnittliche Betriebszugehörigkeitsdauer und die potenzielle Berufserfahrung von Beschäftigten in Unternehmen ohne Tarifbindung sind erwartungsgemäß geringer als in den tarifgebundenen Betrieben.

### **3.4.2 Ergebnisse der Regressionsanalysen**

Die Ergebnisse der Lohnregressionen mit fixen Betriebseffekten für jedes Erhebungsjahr und jedes Lohnsetzungsregime sind in Tabelle 2 ausgewiesen. Die Koeffizienten der erklärenden Variablen zeigen das erwartete Vorzeichen und sind in den meisten Fällen auch signifikant. Frauen in Unternehmen ohne Tarifvertrag müssen in allen Jahren den höchsten Lohnabschlag hinnehmen, während der Abschlag bei Anwendung eines Flächentarifvertrages am geringsten ist.<sup>2</sup> Dieses Ergebnis weist darauf hin, dass Frauen von der stärkeren Lohnkompression in tarifgebundenen Unternehmen profitieren könnten. Auffällig ist, dass der Lohnabstand der Frauen in allen Regimen zwischen 1990 und 1995 deutlich geringer wird. Zwischen 1995 und 2001 steigt er insbesondere in Betrieben an, die einen Haustarifvertrag anwenden, aber auch unter dem Regime mit individuellen Lohnvereinbarungen verschlechtert sich die Situation für die Frauen. 2006 verringert sich der Lohnabschlag für Arbeitnehmerinnen in Unternehmen ohne Tarifbindung um immerhin 1,3 Prozentpunkte, in Betrieben mit Haustarifvertrag sind es lediglich 0,2 Prozentpunkte.

---

<sup>2</sup> Ergänzende Schätzungen unter Berücksichtigung von Interaktionsvariablen zwischen Geschlecht und Lohnsetzungsregime zeigen, dass die Differenzen zwischen den Lohnsetzungsregimen außer in 1995 (zwischen Haustarifvertrag und individueller Lohnvereinbarung) in allen Jahren auch signifikant sind.

**Tabelle 2: Logarithmierte Lohnregressionen mit fixen Betriebseffekten**

log. Stundenlohn	1990			1995		
	F	H	K	F	H	K
<b>I weiblich</b>	-0,113**	-0,121**	-0,163**	-0,085**	-0,097**	-0,146**
Dauer Schulbildung	0,019**	0,016**	0,015**	0,024**	0,025**	0,028**
Betriebszugehörigkeitsdauer/10	0,061**	0,051**	0,130**	0,071**	0,024	0,107**
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) <sup>2</sup>	-0,022**	-0,012	-0,065**	-0,022**	0,003	-0,035*
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) <sup>3</sup>	0,003**	0,001	0,011**	0,003**	0,000	0,004
potenzielle Berufserfahrung/10	0,139**	0,176**	0,162**	0,145**	0,198**	0,232**
(potenzielle Berufserfahrung/10) <sup>2</sup>	-0,042**	-0,068**	-0,052**	-0,045**	-0,062**	-0,083**
(potenzielle Berufserfahrung/10) <sup>3</sup>	0,004**	0,008**	0,005**	0,004**	0,006**	0,009**
ohne eigene Entscheidungsbefug.	0,063**	0,039**	0,052**	0,062**	0,055**	0,091**
mehrfährige Berufserfahrung	0,197**	0,155**	0,172**	0,195**	0,172**	0,220**
besondere Erfahrungen	0,559**	0,507**	0,546**	0,528**	0,475**	0,588**
Konstante	2,174**	2,237**	2,111**	2,148**	2,144**	1,903**
R <sup>2</sup> : overall	0,662	0,631	0,654	0,605	0,603	0,648
Anzahl Arbeitnehmer	23734	4458	3375	25020	4768	4258
Anzahl Betriebe	368	70	89	440	78	119
<b>II vorhergesagter Lohn mit</b>						
Merkmalen wie unter F	2,709	2,713	2,611	2,785	2,799	2,684
Merkmalen wie unter H	2,713	2,718	2,621	2,814	2,826	2,717
Merkmalen wie unter K	2,683	2,686	2,575	2,753	2,767	2,644
log. Stundenlohn	2001			2006		
	F	H	K	F	H	K
<b>I weiblich</b>	-0,085**	-0,116**	-0,151**	-0,085**	-0,114**	-0,138**
Dauer Schulbildung	0,027**	0,033**	0,034**	0,033**	0,033**	0,030**
Betriebszugehörigkeitsdauer/10	0,069**	0,052*	0,105**	0,105**	0,159**	0,173**
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) <sup>2</sup>	-0,019**	0,000	-0,010	-0,044**	-0,055**	-0,072**
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) <sup>3</sup>	0,002	-0,002	-0,002	0,006**	0,007**	0,010**
potenzielle Berufserfahrung/10	0,214**	0,262**	0,216**	0,300**	0,174**	0,272**
(potenzielle Berufserfahrung/10) <sup>2</sup>	-0,072**	-0,096**	-0,080**	-0,103**	-0,054**	-0,088**
(potenzielle Berufserfahrung/10) <sup>3</sup>	0,008**	0,011**	0,010**	0,011**	0,005**	0,009**
ohne eigene Entscheidungsbefug.	0,060**	0,017	0,096**	0,105**	0,032**	0,066**
mehrfährige Berufserfahrung	0,184**	0,180**	0,200**	0,214**	0,144**	0,209**
besondere Erfahrungen	0,482**	0,430**	0,491**	0,422**	0,352**	0,472**
Konstante	2,135**	2,074**	1,896**	1,936**	2,006**	1,804**
R <sup>2</sup> : overall	0,513	0,437	0,562	0,452	0,380	0,5024
Anzahl Arbeitnehmer	13696	2650	2266	10836	4746	5320
Anzahl Betriebe	254	47	64	151	56	94
<b>II vorhergesagter Lohn mit</b>						
Merkmalen wie unter F	2,862	2,878	2,740	2,880	2,828	2,728
Merkmalen wie unter H	2,842	2,860	2,714	2,860	2,807	2,706
Merkmalen wie unter K	2,874	2,887	2,741	2,801	2,739	2,627

Anmerkungen: F = Flächentarifvertrag, H = Haustarifvertrag, K = Kein Tarifvertrag; \*) signifikant bei  $\alpha = 0,05$ ; \*\*) signifikant bei  $\alpha = 0,01$ ; *kursiv* = hypothetische Werte;  
Nur Beschäftigte aus Unternehmen mit mind. 100 Arbeitnehmern.

Im Regime mit Flächentarifvertrag gibt es dagegen seit 1995 keine Veränderung der Lohn-differenz. Eine Erklärung hierfür könnte sein, dass die Lohnsetzung in Flächentarifverträgen weniger von den jeweiligen wirtschaftlichen Rahmenbedingungen beeinflusst wird als in den beiden anderen Lohnsetzungsregimen. So findet Gürtzgen (2009) mit Daten des LIAB für die Jahre 1995 bis 2001, dass die Löhne unter Flächentarifverträgen signifikant weniger sensibel auf veränderte lokale Profitabilitätsbedingungen reagieren. Detaillierte Analysen zu den Lohnunterschieden zwischen Frauen und Männern beinhaltet Kapitel 4.

Die Betriebszugehörigkeitsdauer zahlt sich insbesondere in Betrieben ohne Tarifvertrag aus. Ein Grund könnte sein, dass in diesen Unternehmen mit im Durchschnitt deutlich geringeren Löhnen als in den tarifgebundenen Betrieben versucht wird, einer daraus resultierenden höheren Fluktuation der Beschäftigten mit höheren Erträgen aus der Dauer der Betriebszugehörigkeit zu begegnen. Interessant ist, dass die Erträge aus der Betriebszugehörigkeitsdauer und der potenziellen Berufserfahrung in 2006 in allen Lohnsetzungsregimen gegenüber 2001 sehr stark ansteigen. Bei der Betriebszugehörigkeitsdauer verändern sich auch die Koeffizienten des quadratischen und des kubischen Terms deutlich, mit der Folge, dass die Lohnprofile nicht mehr den theoretisch erwarteten Verlauf nehmen. Vielmehr folgt auf einen abgeflachten Verlauf im mittleren Teil noch einmal ein deutlicher Anstieg der Lohnkurven. Eine Rolle könnte hier die gute wirtschaftliche Lage spielen, die im Jahr 2006 mit zunehmender Erwerbstätigkeit und zurückgehender Arbeitslosigkeit auch den Arbeitsmarkt erreicht (Sachverständigenrat 2007), und es für Arbeitnehmer möglicherweise weniger riskant erscheinen lässt den Arbeitgeber zu wechseln. Nur in Betrieben mit einem Haustarifvertrag gehen die Erträge aus potenzieller Berufserfahrung deutlich zurück, allerdings ist hier der Anstieg der Erträge aus der Betriebszugehörigkeitsdauer um mehr als 10 Prozentpunkte gegenüber 2001 besonders hoch.

Tabelle 2, II berichtet die durchschnittlichen vorhergesagten logarithmierten Löhne für jedes Regime. Sie entsprechen den durchschnittlichen Löhnen in Tabelle 1, was sich aus der Zerlegung der Lohngleichung (S. 64) ergibt. Darüber hinaus wird auch der hypothetische logarithmierte Durchschnittslohn berechnet, der sich ergibt, wenn die individuellen Merkmale mit den Erträgen aus den jeweils anderen Regimen gewichtet werden. Arbeitnehmer unter Flächen- bzw. Haustarifverträgen hätten erwartungsgemäß weniger verdient, wenn sie nach den Regeln von Individualverträgen entlohnt worden wären (z. B. in 2006:

2,73 bzw. 2,71 statt 2,88 bzw. 2,81), aber immer noch mehr als Arbeitnehmer, die tatsächlich in Unternehmen ohne Tarifvertrag beschäftigt sind (2,63). Nur im Jahr 2001 zeigt sich dieser Zusammenhang nicht. In den Wellen bis 2001 würden Beschäftigte in Betrieben mit einem Haustarifvertrag in Unternehmen, die einen Flächentarifvertrag anwenden, im Durchschnitt einen geringeren als ihren tatsächlichen Lohn erhalten. 1990 und 1995 wäre ihr Lohn dabei etwas höher als derjenige der tatsächlich in den flächentarifgebundenen Unternehmen Beschäftigten. Im Jahr 2006 verhält es sich umgekehrt, allerdings werden hier in Firmen mit Flächentarifbindung auch die höchsten durchschnittlichen Löhne gezahlt (Tabelle 1). Somit können unterschiedliche individuelle aber auch Arbeitsplatzmerkmale zum Teil die Unterschiede in den Löhnen zwischen den Regimen erklären. Insgesamt weisen die Ergebnisse darauf hin, dass Selbstselektion der Beschäftigten in die einzelnen Lohnsetzungsregime auch in der GLS bzw. VSE Einfluss auf die Lohnunterschiede hat.

### 3.4.3 Analysen der Lohnverteilung

Tabelle 3 beinhaltet die gesamte Standardabweichung, die Variationskoeffizienten der logarithmierten Löhne und die Zerlegung der Lohnstreuung in Standardabweichungen des Arbeitnehmerqualitätsindex, des fixen Betriebseffekts und des Residuums für jedes Erhebungsjahr und jedes Regime. Tabelle 4 berichtet die Ergebnisse zweiseitiger F-Tests auf Gleichheit der in Tabelle 3 präsentierten Standardabweichungen zwischen den Lohnsetzungsregimen und zwischen den Jahren. Die gesamte Standardabweichung der Löhne ist in allen Jahren für Arbeitnehmer im tarifungebundenen Regime am höchsten, gefolgt von den Beschäftigten in Unternehmen mit Haustarifvertrag, während sie unter dem Regime mit Flächentarifvertrag am geringsten ist. Nur im Jahr 2001 ist die Streuung für Beschäftigte in Unternehmen, die einen Flächentarifvertrag anwenden, größer als unter einem Haustarifvertrag. Die Unterschiede sind zwar nicht groß, aber der Variationskoeffizient (= relative Standardabweichung) liegt in allen Jahren im tarifungebundenen Regime um mehr als zwei in 2006 sogar um drei Prozentpunkte höher als im Regime mit Flächentarifvertrag. Der Anstieg der Lohnstreuung hat zwischen 1990 und 2001 vor allem im Regime ohne Tarifbindung stattgefunden. 2006 zeigt sich dann gegenüber 2001 in allen Regimen ein Anstieg der Standardabweichungen, der in allen Lohnsetzungsregimen auch signifikant ist (Tabelle 4, Ib).

Die einfache Varianzanalyse nach Betrieben (Tabelle 3, II) zeigt, dass die Streuung der Löhne zwischen und innerhalb von Betrieben in allen Jahren im tarifungebundenen Regime größer ist als im Regime mit Flächentarifverträgen. Interessant ist, dass die Standardabweichung in allen Wellen zwischen den Betrieben geringer ist als innerhalb von Betrieben. Nur bei Beschäftigten in Unternehmen mit Haustarifvertrag verhält es sich im Jahr 2006 umgekehrt. Die innerbetrieblichen Standardabweichungen sind auch deutlich größer als in der Untersuchung von Gerlach und Stephan (2006a), was mit der größeren Heterogenität der Beobachtungen in den Unternehmen erklärt werden kann, die sich durch die gemeinsame Analyse von Arbeitern und Angestellten ergibt. Es fällt auch auf, dass die Streuung innerhalb von Betrieben bei Anwendung von Flächentarifverträgen in allen Erhebungsjahren signifikant größer ist als bei Anwendung von Haustarifverträgen (Tabelle 3, II und 4, IIa). Die zwischenbetriebliche Streuung ist dagegen in Firmen mit Flächentarifbindung erwartungsgemäß geringer als in Unternehmen mit einem Haustarifvertrag.

In Tabelle 3, III werden die Ergebnisse der Zerlegung der Varianz auf Grundlage der Fixed-Effects-Schätzungen (Tabelle 2) berichtet. Die Standardabweichung der Betriebseffekte in Abhängigkeit von den Merkmalen der Beschäftigten ist in allen Jahren deutlich geringer als die globale zwischenbetriebliche Lohnstreuung (Tabelle 3, II). Hier spielt sicherlich eine Rolle, dass die in den Lohnschätzungen berücksichtigten Merkmale der Beschäftigten auch stärker betrieblich beeinflusste Merkmale wie die Entscheidungsbefugnis einschließen. Es kann aber auch ein Hinweis darauf sein, dass ein Teil der Lohnstreuung zwischen Unternehmen auf die unterschiedliche Humankapitalausstattung ihrer Mitarbeiter zurückzuführen ist. Erwartungsgemäß ist die Streuung des fixen Betriebseffektes in Unternehmen, die einen Flächentarifvertrag anwenden, am geringsten, und die Differenzen zu den übrigen Lohnsetzungsregimen sind auch in allen Jahren signifikant (Tabelle 4, IIIa). Dieses Ergebnis unterstützt die Hypothese, dass Flächentarifverträge zu einer Standardisierung der Lohnsetzung zwischen Betrieben beitragen. Interessant ist, dass die Standardabweichung der fixen Betriebseffekte in den Jahren 1990 und 2006 in Betrieben mit Haustarifvertrag signifikant höher ist als in Firmen ohne Tarifbindung, wobei die Differenz in 2006 besonders groß ist.



**Tabelle 3: Standardabweichungen und ihre Standardfehler (in Klammern) für log. Löhne und geschätzte log. Lohnkomponenten**

	1990			1995			2001			2006		
	F	H	K	F	H	K	F	H	K	F	H	K
<b>I gesamte Standardabweichung</b>	0,264	0,274	0,294	0,275	0,283	0,323	0,284	0,270	0,334	0,303	0,330	0,357
	(0,001)	(0,003)	(0,004)	(0,001)	(0,003)	(0,003)	(0,002)	(0,004)	(0,005)	(0,002)	(0,003)	(0,003)
Variationskoeffizient	9,742	10,079	11,415	9,871	10,028	12,204	9,923	9,457	12,201	10,523	11,772	13,571
<b>II Varianzanalyse nach Betrieb</b>												
Standardabweichung zwischen Betrieben	0,143	0,184	0,165	0,155	0,178	0,212	0,159	0,168	0,221	0,198	0,256	0,246
	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,003)	(0,001)	(0,003)	(0,002)
Standardabweichung innerhalb v. Betrieben	0,222	0,205	0,244	0,228	0,222	0,244	0,236	0,215	0,253	0,230	0,213	0,259
	(0,001)	(0,002)	(0,003)	(0,001)	(0,002)	(0,003)	(0,001)	(0,003)	(0,004)	(0,002)	(0,002)	(0,003)
<b>III Regressionen mit fixen Betriebseffekten</b>												
Standardabweichung Betriebseffekte	0,089	0,116	0,109	0,105	0,115	0,121	0,122	0,139	0,147	0,156	0,212	0,174
	(0,000)	(0,001)	(0,001)	(0,000)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,002)
Standardabweichung Residuen	0,126	0,125	0,135	0,138	0,138	0,152	0,156	0,149	0,167	0,162	0,151	0,184
	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,002)
Standardabweichung AN-Qualitätsindex	0,204	0,182	0,224	0,201	0,198	0,227	0,194	0,189	0,226	0,190	0,190	0,220
	(0,001)	(0,002)	(0,003)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,003)	(0,003)	(0,001)	(0,002)	(0,002)
<b>IV Standardabweichung AN-Qualitätsindex mit</b>												
Merkmalen wie unter F	0,204	<i>0,191</i>	<i>0,215</i>	0,201	<i>0,190</i>	<i>0,232</i>	0,194	<i>0,200</i>	0,216	0,190	<i>0,190</i>	<i>0,225</i>
	(0,001)	<i>(0,002)</i>	<i>(0,003)</i>	(0,001)	<i>(0,002)</i>	<i>(0,003)</i>	(0,001)	<i>(0,003)</i>	(0,003)	(0,001)	<i>(0,002)</i>	<i>(0,002)</i>
Merkmalen wie unter H	<i>0,196</i>	0,182	<i>0,205</i>	<i>0,209</i>	0,198	<i>0,242</i>	<i>0,186</i>	0,189	0,211	<i>0,188</i>	0,190	<i>0,225</i>
	<i>(0,001)</i>	(0,002)	<i>(0,002)</i>	<i>(0,001)</i>	(0,002)	<i>(0,003)</i>	<i>(0,001)</i>	(0,003)	(0,003)	<i>(0,001)</i>	(0,002)	<i>(0,002)</i>
Merkmalen wie unter K	<i>0,211</i>	<i>0,198</i>	0,224	<i>0,194</i>	<i>0,184</i>	0,227	<i>0,207</i>	<i>0,208</i>	0,226	<i>0,187</i>	<i>0,185</i>	0,220
	<i>(0,001)</i>	<i>(0,002)</i>	(0,003)	<i>(0,001)</i>	<i>(0,002)</i>	(0,002)	<i>(0,001)</i>	<i>(0,003)</i>	(0,003)	<i>(0,001)</i>	<i>(0,002)</i>	(0,002)

Anmerkungen: F = Flächentarifvertrag, H = Haustarifvertrag, K = kein Tarifvertrag; Grundlage sind die Lohnschätzungen mit fixen Betriebseffekten aus Tabelle 2; *kursiv* = hypothetische Werte;

Nur Beschäftigte aus Unternehmen mit mind. 100 Arbeitnehmern.

**Tabelle 4: Wahrscheinlichkeitswerte aus zweiseitigen F-Tests auf Gleichheit der Standardabweichungen**

	1990			1995			2001			2006		
	F-H	F-K	H-K	F-H	F-K	H-K	F-H	F-K	H-K	F-H	F-K	H-K
<b>Ia gesamte Standardabweichung</b>	0,001	0,000	0,000	0,007	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>IIa Varianzanalyse nach Betrieb</b>												
Standardabweichung zwischen Betrieben	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,007
Standardabweichung innerhalb v. Betrieben	0,000	0,000	0,000	0,043	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>IIIa Regressionen mit fixen Betriebseffekten</b>												
Standardabweichung Betriebseffekte	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,004	0,000	0,000	0,000
Standardabweichung Residuen	0,586	0,000	0,000	0,678	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Standardabweichung AN-Qualitätsindex	0,000	0,000	0,000	0,357	0,000	0,000	0,124	0,000	0,000	0,878	0,000	0,000
	1990-1995			1995-2001			2001-2006			1990-2006		
	F	H	K	F	H	K	F	H	K	F	H	K
<b>Ib gesamte Standardabweichung</b>	0,000	0,022	0,000	0,000	0,007	0,051	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>IIb Varianzanalyse nach Betrieb</b>												
Standardabweichung zwischen Betrieben	0,000	0,021	0,000	0,000	0,002	0,023	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Standardabweichung innerhalb v. Betrieben	0,000	0,000	0,965	0,000	0,048	0,058	0,013	0,680	0,159	0,000	0,007	0,000
<b>IIIb Regressionen mit fixen Betriebseffekten</b>												
Standardabweichung Betriebseffekte	0,000	0,734	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Standardabweichung Residuen	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,355	0,000	0,000	0,000	0,000
Standardabweichung AN-Qualitätsindex	0,008	0,000	0,393	0,000	0,007	0,783	0,030	0,926	0,104	0,000	0,005	0,201

Anmerkungen: F = Flächentarifvertrag, H = Haustarifvertrag, K = kein Tarifvertrag; Nur Beschäftigte aus Unternehmen mit mind. 100 Arbeitnehmern.

Die Standardabweichungen des Index für Arbeitnehmerqualität und der Lohnresiduen sind in allen Jahren im tarifungebundenen Regime am größten (Tabelle 3, III), und die Differenzen zu den Schätzungen für die tarifgebundenen Unternehmen sind auch signifikant (Tabelle 4, IIIa). Zwischen den Standardabweichungen der Arbeitnehmerqualitätsindizes im Regime mit Flächen- bzw. Haustarifvertrag zeigt sich ab 1995 dagegen keine signifikante Differenz. Dieses Ergebnis impliziert, dass Gewerkschaftspolitik mit dem Ziel einer geringeren Lohnstreuung zu geringeren Erträgen auf beobachtete und – wenn mit dem Humankapital korreliert – unbeobachtete individuelle Merkmale führt. Die größere Streuung der Residuen im Regime ohne Tarifbindung kann damit erklärt werden, dass Gewerkschaften die Löhne eher an Jobs als an individuelle Merkmale der Beschäftigten koppeln, was die Möglichkeiten von Arbeitgebern, einzelne Arbeitnehmer oder Arbeitnehmergruppen zu benachteiligen oder zu bevorzugen, verringert.

Für die weitere Analyse werden zusätzlich die hypothetischen Standardabweichungen der Indizes für Arbeitnehmerqualität berechnet, die mit den für die jeweils anderen Regime geschätzten Erträgen auf die individuellen Merkmale gewichtet werden. Die Ergebnisse der Substitution der Erträge aus Humankapital werden in Tabelle 3, IV berichtet. Es zeigt sich in allen Jahren eine deutlich höhere hypothetische Streuung für Beschäftigte aus Unternehmen, die Flächen- oder Haustarifverträge anwenden, wenn die Erträge aus Humankapital aus dem tarifungebundenen Regime eingesetzt werden (z. B. für 2006: 0,23 statt 0,19). Dementsprechend würde die Standardabweichung geringer sein, wenn die Merkmale der Arbeitnehmer im tarifungebundenen Regime mit den Erträgen aus dem Regime mit Flächentarifverträgen entlohnt würden. Somit wird die Annahme, dass Tarifverträge vor allem dadurch zu einer Glättung der Löhne führen, dass die Erträge auf beobachtete und unbeobachtete individuelle Merkmale stärker komprimiert werden, unterstützt.

### **3.5 Schlussfolgerungen**

Die Bindung an Flächentarifverträge ist vor allem zwischen 2001 und 2006 stark zurückgegangen: Während 2001 noch 70 Prozent der Betriebe einen Flächentarifvertrag anwendeten, waren es 2006 nur noch 50 Prozent. Die gleichzeitige Zunahme bei den Haustarifverträgen konnte diesen Rückgang jedoch nicht kompensieren, so dass fast ein Drittel der Unternehmen inzwischen individuelle Lohnvereinbarungen abschließt. Vor diesem Hinter-

grund geht der Beitrag der Frage nach, welchen Einfluss die verschiedenen Lohnsetzungsregime auf die durchschnittliche Lohnhöhe und die Lohnspreizung im Zeitablauf haben.

Im Jahr 2006 zahlen Betriebe, die einen Flächentarifvertrag anwenden, die höchsten durchschnittlichen Löhne. Diese Entwicklung könnte mit dazu beigetragen haben, dass die Flächentarifbindung so deutlich abgenommen hat. Wobei zwischen 2001 und 2006 vor allem eine Zunahme des Anteils der Betriebe ohne Tarifvertrag zu beobachten ist, während der Anstieg im Bereich der Firmentarifverträge deutlich geringer ausfällt. Da die GLS bzw. VSE jedoch kein Panel darstellt, kann nicht geklärt werden, inwiefern die Abnahme der Flächentarifbindung tatsächlich auf einen Wechsel von Unternehmen in die anderen beiden Lohnsetzungsregime zurückzuführen ist. Kohaut und Ellguth (2008) zeigen, dass der Rückgang nicht nur auf einen Austritt von Unternehmen aus ihrem jeweiligen Arbeitgeberverband zurückzuführen ist. Vielmehr sind neugegründete Betriebe nur selten an Tarifverträge gebunden, was sich auch mit zunehmendem Betriebsalter kaum ändert.

Insgesamt zeigt sich, dass die Lohnstreuung in allen Lohnsetzungsregimen im Zeitablauf zugenommen hat. Auch in den tarifgebundenen Unternehmen – insbesondere in denjenigen, die einen Haustarifvertrag anwenden – ist also eine größere Lohnflexibilität zu beobachten. Hier hat vor allem die zwischenbetriebliche Lohnstreuung zwischen 2001 und 2006 stark zugenommen. Dennoch bleibt die Lohnspreizung in Betrieben, die Flächentarifverträge anwenden, deutlich geringer als unter den beiden anderen Lohnsetzungsregimen.

Einschränkend ist jedoch festzuhalten, dass die GLS bzw. VSE nur Querschnittsdaten liefert, so dass zum einen nicht für die unbeobachtete Heterogenität der Beschäftigten und zum anderen nicht für eine mögliche Selbstselektion der Beschäftigten kontrolliert werden kann. So findet Gürtzgen (2007), dass die Lohnhöhe auch von der Selektion der Beschäftigten in die Lohnsetzungsregime abhängt. Allerdings kann sie die Selbstselektion nur über die Wechsler erfassen, die im Vergleich zu den insgesamt Beschäftigten nur einen geringen Anteil darstellen.

## 4 Der Einfluss des Lohnsetzungsregimes auf das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial\*

### 4.1 Einleitung

Frauen verdienen in Deutschland noch immer signifikant weniger als Männer, auch wenn sich der Lohnabstand verringert hat. Der Rückgang des geschlechtsspezifischen Lohndifferenzials wird von verschiedenen Faktoren beeinflusst. So zeigen Black/Spitz-Oener (2007), dass im Rahmen des technologischen Wandels erfolgte relative Aufgabenveränderungen innerhalb von Berufen und an Arbeitsplätzen, die vor allem die Tätigkeiten von Frauen verändert haben, einen wichtigen Beitrag zu dieser Entwicklung leisten. Zudem hat sich die Humankapitalausstattung von Frauen relativ verbessert. Gleichzeitig scheinen sich un beobachtete Produktivitätsunterschiede zwischen den Geschlechtern verringert zu haben und/oder Frauen werden weniger diskriminiert (Gartner/Rässler 2005, Sohr/Stephan 2005). Allerdings gibt es auch einen gegenläufigen Effekt, der die Lohnangleichung zwischen Frauen und Männern bremst. Seit den 1980er Jahren ist eine wachsende Lohnungleichheit zu beobachten, die sich zunächst nur auf das obere Ende der Lohnverteilung beschränkte, seit den 1990ern aber auch das untere Ende der Lohnverteilung erfasst hat (Antonczyk/Fitzenberger/Leuschner 2009, Dustmann/Ludsteck/Schönberg 2009, Gernandt/Pfeiffer 2007, Kohn 2006). Diese Ergebnisse sind konsistent mit einem abnehmenden Einfluss der Gewerkschaften auf die Lohnsetzung ab den 1990ern, der zuvor eine Zunahme der Lohnungleichheit am unteren Ende der Lohnverteilung weitgehend verhindert hat.

Hinweise für die Bedeutung institutioneller Einflüsse auf die Lohnstruktur eines Landes und damit auf das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial finden auch Blau und Kahn (1996, 2000, 2003) in einer Anzahl international vergleichender Studien. Sie zeigen, dass

---

\* Ich danke Bernd Höptner, Uwe Rode und Dietrich Schwinger vom Landesbetrieb für Statistik und Kommunikation Niedersachsen für ihre Hilfe bei der Arbeit mit der niedersächsischen Gehalts- und Lohn- bzw. Verdienststrukturerhebung. Für hilfreiche Kommentare danke ich Knut Gerlach und Christian Pfeifer. Dieses Kapitel wurde gefördert mit Forschungsmitteln des Landes Niedersachsen. Eine frühere Version ist als Diskussionspapier Nr. 432 der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Leibniz Universität Hannover erschienen.

zentralisierte Lohnsetzungssysteme das Ausmaß der Lohnvariation über Industrien und Firmen begrenzen. Gewerkschaften wollen dabei im Rahmen von Lohnverhandlungen neben einer Verbesserung des Lebensstandards der Gewerkschaftsmitglieder als weiteres wichtiges Ziel "gleichen Lohn für gleiche Arbeit" erreichen. Die Erreichung dieses Ziels soll durch eine Komprimierung der Löhne und damit eine Verringerung der inner- und zwischenbetrieblichen Streuung derselben erreicht werden (Freeman/Medoff 1984, Freeman 1982). Diesem Zweck dient die Standardisierung der Löhne, insbesondere indem die Löhne eher an Eigenschaften von Arbeitsplätzen als an persönliche Merkmale der Arbeitsplatzinhaber gekoppelt werden. Bei linkssteiler Lohnverteilung erhöht eine Verringerung der Lohnungleichheit den Medianlohn und die darunter liegenden Löhne, weil der Median dann unter dem Durchschnittslohn liegt.

Von einer Komprimierung der Löhne durch gewerkschaftliche Lohnverhandlungen könnten also insbesondere Frauen profitieren, die sich häufiger als Männer am unteren Ende der Lohnverteilung finden. Zudem werden die Möglichkeiten für eine Lohndiskriminierung aufgrund der Standardisierung der Löhne verringert (Stephan/Gerlach 2005). Andererseits führt eine Tarifbindung zu faktischen Mindestlöhnen, die sich negativ auf die Beschäftigung in den unteren Bereichen der Lohnverteilung auswirken könnten, wovon Frauen wiederum stärker betroffen sein könnten. So kann Hunt (2002) auf Basis des Sozioökonomischen Panels (SOEP) 1990-1994 für Ostdeutschland zeigen, dass ein Rückgang der geschlechtsspezifischen Lohnlücke zu einem erheblichen Teil auf überproportionale Abgänge gering qualifizierter Frauen aus Beschäftigung zurückgeführt werden kann. Bezogen auf die Lohnsetzungsregime wäre also denkbar, dass insbesondere Frauen aus tarifgebundenen Unternehmen in Firmen ohne Tarifbindung verdrängt werden.

Zudem könnte die Verhandlungsmacht von Frauen in Gewerkschaften durch ihren Mitgliederanteil beschränkt sein. Schon immer waren Frauen in den Gewerkschaften deutlich unterrepräsentiert: 1980 gaben 20 Prozent der Frauen im ALLBUS für Westdeutschland an, Mitglied einer Gewerkschaft zu sein gegenüber fast 40 Prozent der Männer. Bis 2006 sank der Anteil der gewerkschaftlich organisierten Frauen auf 11 Prozent, der der Männer auf 23 Prozent (Schnabel/Wagner 2008). Zwei Modelle zeigen vor diesem Hintergrund Möglichkeiten einer Diskriminierung von Frauen innerhalb von Gewerkschaften (Binder 2007): Im Medianwähler-Modell orientiert sich die Politik der Gewerkschaftsführung an

den Interessen der männlichen Mitglieder, so dass es für Frauen nicht rational ist, einer männlich dominierten Gewerkschaft beizutreten. Dies kann zur Folge haben, dass die Gewerkschaften in Verhandlungen mit den Unternehmen eher zu Zugeständnissen bereit sind, die hauptsächlich Frauenarbeitsplätze betreffen. Eine weitere Diskriminierungsquelle kann aus dem Prinzipal-Agenten-Modell mit der Gewerkschaft als Prinzipal und der Gewerkschaftsführung als Agent mit eigenen Zielen abgeleitet werden. Ein Beispiel: Ein Funktionär könnte gegen weibliche Gewerkschaftsmitglieder einen "taste for discrimination" pflegen, da diese in der Minderheit sind, während die männlichen Mitglieder von dieser Einstellung durch eine bessere Vertretung ihrer Interessen sogar profitieren könnten.

Sap (1993) modelliert einen spieltheoretischen Ansatz, in dem Tarifverhandlungen auf zwei Ebenen stattfinden: Auf der ersten Stufe müssen zunächst zwei Gruppen innerhalb der Gewerkschaft – Frauen und Männer, die jeweils ihre privaten Ziele verfolgen – eine interne Vereinbarung schließen, bevor die eigentlichen Verhandlungen zwischen Arbeitgeber und Gewerkschaft stattfinden können. Unter sehr restriktiven Annahmen kann sie zeigen, dass die relative Verhandlungsstärke der Geschlechter in der Gewerkschaft Lohnunterschiede verursachen kann. Auch empirisch kann die Beziehung zwischen relativer Verhandlungsstärke und Löhnen für verschiedene europäische Länder gezeigt werden. Elvira/Saporta (2001) analysieren neun Sektoren des US-amerikanischen produzierenden Gewerbes und zeigen, dass gewerkschaftliche Organisation das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial insbesondere dort verringert, wo Frauen nicht die Belegschaft dominieren.

Eine Tarifbindung von Unternehmen hat also verschiedene, zum Teil gegenläufige Wirkungen auf den Lohnabstand zwischen den Geschlechtern. Einerseits führt die damit verbundene Lohnkompression insbesondere zu steigenden Löhnen am unteren Ende der Lohnverteilung, wovon Frauen überdurchschnittlich profitieren dürften. Zudem verringert die Standardisierung der Löhne Diskriminierungsmöglichkeiten des Arbeitgebers. Andererseits könnte die Tatsache, dass Frauen in den Gewerkschaften unterrepräsentiert sind, zu einer Relativierung dieser Vorteile führen. Angesichts des deutlichen Rückgangs der gewerkschaftlichen Mitgliederzahlen sind Gewerkschaften jedoch zunehmend auch auf weibliche Mitglieder angewiesen. Ein Blick in die Tarifverträge von IG Metall und IG Bergbau, Chemie und Energie, den im produzierenden Gewerbe maßgeblichen Gewerkschaften,

zeigt dann auch eher Bemühungen das Ziel "gleicher Lohn für gleiche Arbeit" tatsächlich umzusetzen. Auch transparente und nachvollziehbare Kriterien für die Eingruppierung der Beschäftigten in die Entgeltstufen der Tarifvereinbarungen lassen jedoch Interpretationsspielräume. Eine Diskriminierung von bestimmten Arbeitnehmergruppen auf Betriebsebene kann daher nicht völlig ausgeschlossen werden. Insgesamt kann jedoch vermutet werden, dass Frauen von einer Tarifbindung besonders profitieren, was sich auch günstig auf ihre Erwerbsneigung auswirken dürfte. Eine Anpassung der Frauenerwerbsquote an diejenige der Männer kann große Auswirkungen auf die Zahl der Erwerbspersonen und damit auch einen abschwächenden Effekt im Hinblick auf die Folgen des demographischen Wandels haben (Börsch-Supan/Wilke 2009, Fuchs/Söhnlein/Weber 2008). Dieser Effekt tritt aber nur dann ein, wenn die Erwerbsneigung auch in Erwerbstätigkeit mündet. Angesichts der Mindestlohnwirkung von Tarifverträgen ist dies jedoch nicht sicher, da diese auch zu einer Verdrängung von Frauen aus dem Arbeitsmarkt oder zumindest in die deutlich schlechter entlohnten Bereiche ohne Tarifbindung führen könnte.

Nur wenige Untersuchungen setzen sich mit den Auswirkungen verschiedener Lohnsetzungsregime auf die Lohnverteilung in Deutschland auseinander. Dustmann, Ludsteck und Schönberg (2009) analysieren die Auswirkungen der abnehmenden Reichweite von Tarifverträgen auf die Lohnverteilung auf Basis des Linked Employer-Employee Datensatzes des IAB. Sie finden, dass die zurückgehende Tarifbindung fast 30 Prozent des Anstiegs der Lohnungleichheit zwischen 1995 und 2004 erklären kann. Gürtzgen (2007) untersucht auf Basis desselben Datensatzes für die Jahre 1995 bis 2002 Lohnprämien, die aus Tarifverhandlungen resultieren. Sie zeigt, dass in Westdeutschland ca. 70 Prozent der Lohnprämie aus Flächentarifverträgen und 65 Prozent der Lohnprämie aus Haustarifverträgen durch unterschiedliche individuelle Merkmale erklärt werden kann. Die durchgeführten Lohnzerlegungen zeigen, dass der Gesamteffekt tarifvertraglicher Reichweite auf die Erträge aus beobachtbaren Merkmalen vernachlässigbar klein ist, wenn die Selektion in die Lohnsetzungsregime kontrolliert wird. Im produzierenden Gewerbe sind zentralisierte Tarifvereinbarungen mit einer geringeren Reaktion von Löhnen auf firmenspezifische Profitabilitätsbedingungen verbunden (Gürtzgen 2009). Die Löhne von gering und mittel qualifizierten Beschäftigten und von Arbeitern in Betrieben, die Tarifverträge anwenden, sind am wenigsten sensitiv in Hinsicht auf lokale Profite. In Betrieben ohne Tarifbindung profitieren dagegen Ausgebildete und Angestellte stärker von der Leistungsfähigkeit ihres Arbeit-



gebers als Ungelernte und Arbeiter. Zudem erhalten männliche Arbeitnehmer einen höheren Anteil an den Renten als ihre weiblichen Kollegen. Stephan und Gerlach (2003, 2005) analysieren den Einfluss des Lohnsetzungsregimes auf Basis der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung für Niedersachsen. Sie können zeigen, dass der erwartete Lohn eines durchschnittlichen Arbeiters in Firmen, die Tarifverträge anwenden, höher ist und die Erträge auf Humankapital geringer sind. Gerlach und Stephan (2006a, 2006b) finden, dass die Löhne innerhalb und zwischen Betrieben, die Flächentarifverträge anwenden, stärker komprimiert sind, als in tarifungebundenen Unternehmen und dass dies auch auf eine Kompression der Erträge aus Humankapital in tarifgebundenen Firmen zurückgeführt werden kann.

Nur wenig empirische Evidenz gibt es für den Einfluss gewerkschaftlicher Lohnverhandlungen auf das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial. So können Felgueroso, Pérez-Villadouga und Prieto-Rodríguez (2008) auf Basis der spanischen Lohnstrukturerhebung zeigen, dass insbesondere Frauen am unteren Ende der Lohnverteilung weniger diskriminiert sind, wenn sie durch nationale oder regionale Tarifverträge geschützt sind. Für Deutschland ist bisher keine Untersuchung bekannt, die sich mit den Lohnunterschieden zwischen Frauen und Männern in Abhängigkeit vom Lohnsetzungsregime auseinandersetzt. Der vorliegende Beitrag soll helfen, diese Lücke zu schließen. Vor dem Hintergrund einer wachsenden Lohnungleichheit in Deutschland, die mit einer rückläufigen Tarifbindung einherzugehen scheint, wird der Einfluss von Flächentarifverträgen und individuellen Lohnvereinbarungen auf die durchschnittliche Lohnhöhe und die Lohnstreuung von Frauen und Männern sowie deren Veränderung im Zeitablauf untersucht. Datenbasis sind die niedersächsischen Teilstichproben der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung (GLS) – ab 2006: Verdienststrukturerhebung (VSE) – für die Jahre 1990, 1995, 2001 und 2006.

Der Rest des Beitrags gliedert sich wie folgt: In Abschnitt 4.2 werden der Datensatz, die relevanten Variablen und die angewandte Methodik beschrieben, gefolgt von den Ergebnissen der empirischen Analyse in Abschnitt 4.3. Der Beitrag schließt mit einem Fazit in Abschnitt 4.4.

## 4.2 Datenbasis, Variable und Methodik

Grundlage der empirischen Analyse sind Daten der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung (GLS) – ab 2006: Verdienststrukturerhebung (VSE) – für Niedersachsen für die Jahre 1990, 1995, 2001 und 2006, die Teil der GLS bzw. VSE für die Bundesrepublik Deutschland sind (Dresch/Kaukewitsch 1993, Kaukewitsch 1998, Frank-Bosch 2003, Statistisches Bundesamt 2008). Die Erhebung erfasst Verdienste, Arbeitszeiten und diverse persönliche Merkmale der Beschäftigten. Zudem wird für jedes Unternehmen das maßgebende Lohnsetzungsregime – Flächentarifvertrag, Haustarifvertrag oder individuelle Lohnvereinbarung – angegeben.

Die Daten werden als zweistufige, repräsentative Zufallsstichprobe in mehrjährigem Abstand gezogen, wobei sowohl die Betriebe als auch die Beschäftigten in aufeinanderfolgenden Wellen voneinander abweichen. Auf der ersten Stufe werden die Betriebe ausgewählt, auf der zweiten Stufe erfolgt die Auswahl einer Stichprobe von Beschäftigten aus den gezogenen Betrieben. 1990 und 1995 werden lediglich sozialversicherungspflichtige Arbeitnehmer (ohne geringfügig Beschäftigte und Auszubildende) erfasst. Daneben besteht eine obere monatliche Verdienstgrenze von 8.691,96 Euro (17.000 DM) im Jahr 1990 und von 12.782,30 Euro (25.000 DM) im Jahr 1995. Für die Jahre 2001 und 2006 besteht eine solche Zensierung nicht. In den Jahren 1990 und 1995 umfassen die niedersächsischen Stichproben jeweils etwa 65.000 Beschäftigte aus 1.500 Betrieben (Statistische Berichte N I/S-j/90 und N I/S-j/95), im Jahr 2001 knapp 86.000 Beschäftigte aus 2.100 Betrieben (Gerlach und Stephan 2006b) und im Jahr 2006 ca. 143.000 Arbeitnehmer aus 2.500 Betrieben (Höptner 2009).

Die Daten decken das gesamte produzierende Gewerbe ab und Teile des Dienstleistungssektors, die über die Jahre variieren. Zur Homogenisierung der Stichprobe wird die Analyse auf Beschäftigte im produzierenden Gewerbe in Betrieben mit mindestens 100 Beschäftigten und wenigstens 5 Beobachtungen je Betrieb beschränkt. Berücksichtigt werden nur Vollzeitbeschäftigte mit einer vereinbarten wöchentlichen Arbeitszeit von mindestens 30 Stunden, die im gesamten Erhebungsjahr beschäftigt waren. Die verbleibende Stichprobe umfasst 31.567 Beobachtungen aus 527 Betrieben in 1990, 34.046 Beobachtungen

aus 637 Betrieben in 1995, 18.612 Beobachtungen aus 365 Betrieben in 2001 und 20.902 Beobachtungen aus 301 Betrieben in 2006.

Abhängige Variable ist der logarithmierte Stundenlohn ohne Berücksichtigung von Überstunden und Überstundenentgelten. Dabei bleibt unberücksichtigt, dass insbesondere von den bisher als Angestellte (in der VSE 2006 entfällt die Unterscheidung in Arbeiter und Angestellte) bezeichneten Beschäftigten teilweise unbezahlte Überstunden geleistet werden. Die Löhne in 1990 und 1995 wurden von DM in Euro umgerechnet. Um Vergleiche zwischen den Jahren zu ermöglichen, wurden die Löhne zudem preisbereinigt (2006 = 100), wofür der Verbraucherpreisindex des Statistischen Bundesamtes zugrundegelegt wurde. Erklärende Variable sind zunächst die Betriebszugehörigkeitsdauer und die potenzielle Berufserfahrung sowie die Dauer bis zum Erwerb des höchsten Schulabschlusses. Die beiden letzteren gelten dabei – wie üblich – als Proxies für allgemeines Humankapital, während die Dauer der Betriebszugehörigkeit erworbenes spezifisches Humankapital repräsentiert. Daneben werden noch Dummies für Geschlecht und Leistungsgruppe aufgenommen. Die Leistungsgruppen unterscheiden die Anforderungen an den jeweiligen Arbeitsplatz wie folgt: Beschäftigte in einfachen Tätigkeiten, Beschäftigte ohne eigene Entscheidungsbefugnis, Beschäftigte mit mehrjähriger Berufserfahrung sowie Arbeitnehmer mit besonderen Erfahrungen. Leitende Arbeitnehmer werden aus der Stichprobe ausgeschlossen, da sie in der Regel außertariflich entlohnt werden. Diese Einschränkung hat zudem den Vorteil, dass die Zensurierung der Löhne in den Jahren 1990 und 1995 dann keinen Einfluss mehr auf die Ergebnisse der Analyse hat.

Zentrales Ziel dieses Beitrags ist die Untersuchung der Streuung von Löhnen und Lohnkomponenten von Frauen und Männern bei einer Entlohnung auf Grundlage von Flächentarifverträgen und individuellen Lohnvereinbarungen. Die Methodik orientiert sich an Gerlach und Stephan (2006a) und Teschner (2009a) (s. Kapitel 3), die jedoch keine Differenzierung nach Geschlecht vornehmen. In Anlehnung an ähnliche Arbeiten von Abowd et al. (2001), Bronars und Famulari (1997) sowie Bronars et al. (1999) wird für jedes Lohnsetzungsregime und jedes Geschlecht eine Lohnregression mit fixen Betriebseffekten geschätzt:

$$\ln W_{ik} = X_{ik}\beta + \phi_k + u_{ik}$$

Dabei ist  $\ln W_{ik}$  der logarithmierte Stundenlohn,  $X_{ik}$  ein Vektor von individuellen Merkmalen und  $u_{ik}$  ein i.i.d. Störterm von Arbeitnehmer  $i$  in Betrieb  $k$ , während  $\phi_k$  ein fixer Betriebseffekt auf die Löhne ist, die in Betrieb  $k$  gezahlt werden. Im Gegensatz zur Anwendung mit Zufallseffekten hat die Schätzung mit fixen Effekten den Vorteil, dass keine Unabhängigkeit zwischen den persönlichen Merkmalen der Beschäftigten und den Betriebseffekten vorliegen muss (z. B. Wooldridge 2006: 497). Für die GLS bzw. VSE wird für jede Erhebung eine neue Zufallsstichprobe gezogen, so dass in jeder Welle die Daten unterschiedlicher Betriebe und unterschiedlicher Mitarbeiter gezogen werden. Mit diesen Querschnittsdaten kann nicht für die Heterogenität der Mitarbeiter kontrolliert werden. Der geschätzte Betriebseffekt  $\hat{\phi}_k$  kann daher nicht um den fixen Arbeitnehmereffekt des jeweiligen Betriebes bereinigt werden, so dass nur ein globaler fixer Effekt für jeden Arbeitgeber geschätzt werden kann (Kramarz/Lollivier/Pelé 1996). Nach Schätzung von  $\hat{\beta}$  errechnet sich der fixe Effekt für jeden Betrieb somit als Mittelwert von  $(\ln W_{ik} - X_{ik}\hat{\beta})$  für alle Beschäftigten  $i$  in Betrieb  $k$ . Also misst  $\hat{\phi}_k$  die Summe aus dem "reinen" Betriebseffekt und dem Mittelwert der individuellen fixen Effekte der Arbeitnehmer im jeweiligen Betrieb.  $X_{ik}\hat{\beta}$  ist der geschätzte Lohn den Arbeitnehmer  $i$  im Standardbetrieb erwarten kann und wird als Index für Arbeitnehmerqualität betrachtet.

Der logarithmierte Lohn wird in drei Komponenten zerlegt: den Index für Arbeitnehmerqualität ( $X_{ik}\hat{\beta}$ ), den fixen Betriebseffekt auf die Löhne ( $\hat{\phi}_k$ ) und das logarithmierte Lohnresiduum ( $\hat{u}_{ik}$ ). Für jede dieser Komponenten wird die Standardabweichung berechnet, die gegenüber der Varianz den Vorteil hat, dass sie als ungefähre durchschnittliche prozentuale Abweichung vom bedingten Mittelwert interpretiert werden kann und damit ein relatives Maß für die Lohnstreuung darstellt (Gerlach/Stephan 2006a). Unter der Annahme, dass der Standardfehler einer geschätzten Standardabweichung  $\hat{\sigma}$  normalverteilt ist, wird er angenähert durch  $\hat{\sigma}_s = \hat{\sigma} / \sqrt{2N}$ , wobei  $N$  die Zahl der Beobachtungen ist, die zur Berechnung der Standardabweichung herangezogen wurde.

Im folgenden Abschnitt werden die Standardabweichungen der Indizes für Arbeitnehmerqualität über Individuen, der betrieblichen Lohneffekte über Betriebe und die Lohnresi-

duen nach Geschlecht berichtet. Gürtzgen (2007) zeigt auf Basis des Linked Employer-Employee Datensatzes des IAB, dass der Gesamteffekt tarifvertraglicher Reichweite auf die Erträge aus beobachtbaren Merkmalen eher vernachlässigbar ist, wenn für die Selektion der Beschäftigten in die einzelnen Lohnsetzungsregime kontrolliert wird. Da es sich bei der GLS bzw. VSE um Querschnittsdaten handelt, kann für Selektion nicht direkt kontrolliert werden. Allerdings kann für jede Welle für jedes Lohnsetzungsregime die hypothetische Standardabweichung des Index für Arbeitnehmerqualität berechnet werden, die sich ergibt, wenn für die Entlohnung der persönlichen Merkmale die Erträge zugrundegelegt werden, die für die jeweils anderen Regime geschätzt wurden. Dabei werden die fixen Betriebseffekte auf Null normalisiert. Das Ergebnis dieser Berechnungen gibt Hinweise auf mögliche Unterschiede zwischen den Beschäftigten der beiden Lohnsetzungsregime.

## **4.3 Empirische Ergebnisse**

### **4.3.1 Deskriptive Statistik**

Tabelle 1 weist Stichprobengrößen und Mittelwerte der Variablen nach Geschlecht aus. In den ersten drei Wellen wenden 70 Prozent der Betriebe einen Flächentarifvertrag an<sup>1</sup>: Hier sind etwa 75 Prozent der Männer beschäftigt, während der Anteil der dort beschäftigten Frauen um drei Prozentpunkte darunter liegt. 18 Prozent der beobachteten Betriebe schließen individuelle Lohnvereinbarungen ab. Sie beschäftigen ca. 15 Prozent der Frauen, aber nur elf Prozent der Männer. Im Jahr 2006 zeigt sich eine dramatische Veränderung, die sich besonders stark auf die Beschäftigung von Frauen in den beiden Lohnsetzungsregimen auswirkt: Nur noch die Hälfte der Betriebe wendet einen Flächentarifvertrag an und nur 44 Prozent der Frauen, aber immerhin noch 54 Prozent der Männer sind dort beschäftigt. 31 Prozent der Unternehmen wenden gar keinen Tarifvertrag mehr an. Der Anteil der in diesen Unternehmen beschäftigten Männer steigt von zwölf Prozent im Jahr 2001 auf 23 Prozent im Jahr 2006. Bei den Frauen ist die Entwicklung noch dramatischer: Fast ein Drittel arbeitet 2006 unter individuellen Lohnvereinbarungen gegenüber 14 Prozent im Jahr 2001.

---

<sup>1</sup> Die Analyse beschränkt sich auf Betriebe, die Flächentarifverträge anwenden, und solche ohne Tarifbindung. Die Differenz zu 100 Prozent entspricht jeweils dem auf Haustarifverträge bezogenen Anteil.

**Tabelle 1: Stichprobengrößen und Mittelwerte der relevanten Variablen nach Geschlecht**

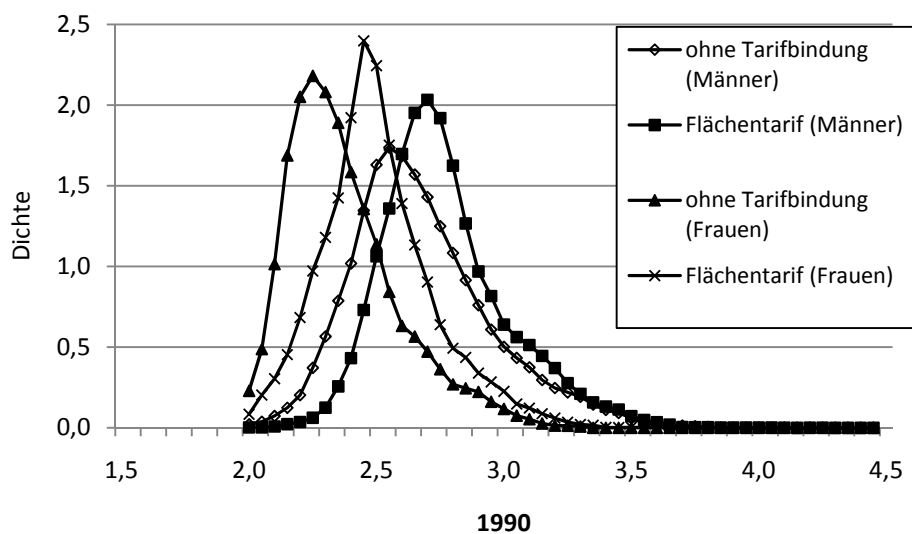
Variable	1990				1995			
	F		K		F		K	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer
log. Stundenlohn	2,505	2,768	2,366	2,676	2,602	2,835	2,425	2,738
Schulbildung	11,037	11,834	11,226	11,782	11,346	11,934	11,248	11,910
Betriebszugehörigkeit	8,557	12,151	5,864	8,524	10,224	13,071	7,463	9,600
potenzielle Berufserfahrung	18,657	21,611	15,034	19,215	21,154	22,600	19,104	20,455
einfache Tätigkeit*	0,309	0,054	0,185	0,073	0,298	0,074	0,181	0,051
ohne eig. Entscheidungsbefugnis*	0,296	0,240	0,374	0,233	0,252	0,219	0,391	0,227
mehnjährige Berufserfahrung*	0,357	0,568	0,382	0,531	0,385	0,551	0,376	0,578
besondere Erfahrungen*	0,039	0,138	0,058	0,163	0,065	0,155	0,052	0,145
Beobachtungen	5282	18452	1079	2279	5322	19698	1273	2985
Prozentsatz der Beobachtungen**	0,73	0,76	0,15	0,09	0,71	0,74	0,17	0,11
Anzahl Betriebe	364	368	88	88	438	440	115	119
Prozentsatz der Betriebe**	0,70	0,70	0,17	0,17	0,70	0,69	0,18	0,19
Beobachtungen je Betrieb	15	50	12	26	12	45	11	25
Variable	2001				2006			
	F		K		F		K	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer
log. Stundenlohn	2,716	2,897	2,574	2,793	2,732	2,916	2,445	2,700
Schulbildung	11,626	12,115	11,965	12,133	12,071	12,213	11,876	12,075
Betriebszugehörigkeit	10,481	12,663	7,925	9,640	12,285	13,958	7,825	9,155
potenzielle Berufserfahrung	22,241	22,658	19,367	21,006	23,170	23,771	22,193	21,682
einfache Tätigkeit*	0,185	0,079	0,150	0,093	0,178	0,063	0,217	0,117
ohne eig. Entscheidungsbefugnis*	0,298	0,237	0,231	0,206	0,229	0,196	0,264	0,231
mehnjährige Berufserfahrung*	0,416	0,511	0,383	0,456	0,344	0,436	0,436	0,466
besondere Erfahrungen*	0,101	0,173	0,236	0,245	0,249	0,305	0,082	0,186
Beobachtungen	2676	11020	533	1733	2088	8748	1518	3802
Prozentsatz der Beobachtungen**	0,71	0,74	0,14	0,12	0,44	0,54	0,32	0,23
Anzahl Betriebe	253	254	62	64	151	151	94	94
Prozentsatz der Betriebe**	0,70	0,70	0,17	0,18	0,50	0,50	0,31	0,31
Beobachtungen je Betrieb	11	43	9	27	14	58	16	40

Anmerkungen: F = Flächentarifvertrag, K = kein Tarifvertrag; \*) Dummy; \*\*) 1-F-K = Anteil Haustarifverträge;

Nur Beschäftigte aus Unternehmen mit mind. 100 Arbeitnehmern.

Erwartungsgemäß gilt für beide Geschlechter, dass in tarifgebundenen Unternehmen im Durchschnitt höhere Löhne gezahlt werden als in Betrieben ohne Tarifbindung. Der durchschnittliche logarithmierte Stundenlohn der Frauen ist in allen Jahren und beiden Regimen deutlich geringer als derjenige der Männer. Auffällig ist, dass die Löhne der Frauen in Unternehmen, die einen Flächentarifvertrag anwenden, in den ersten drei Erhebungswellen im

Durchschnitt sogar geringer sind als die durchschnittlichen Löhne der Männer bei individueller Lohnvereinbarung. In Abbildung 1 geben Kerndichteschätzer der logarithmierten Stundenlöhne Auskunft über die Lohnverteilung nach Geschlecht und Lohnsetzungsregime. In den ersten beiden Wellen (1990 und 1995) ist klar zu erkennen, dass die Dichtefunktionen für die Frauen, deutlich links von denjenigen für die Männer liegen. Im Zeitablauf nimmt insbesondere die Streuung der Löhne der Frauen in tarifgebundenen Unternehmen zu, verbunden mit einer leichten Verschiebung des dichtesten Wertes nach rechts. Hierdurch kommt es zu einer deutlichen Annäherung der Verteilung an die Lohnverteilung der Männer in Unternehmen ohne Tarifbindung. Insgesamt entsteht der Eindruck, dass vor allem Frauen in Unternehmen, die einen Flächentarifvertrag anwenden, ihre Position im Zeitablauf verbessern konnten. In 2006 liegt ihre Lohnkurve leicht rechts von derjenigen für Männer in Unternehmen ohne Tarifbindung, aber immer noch deutlich links von derjenigen für Männer in tarifgebundenen Unternehmen.



**Abbildung 1: Kerndichteschätzungen der logarithmierten Stundenlöhne nach Geschlecht**

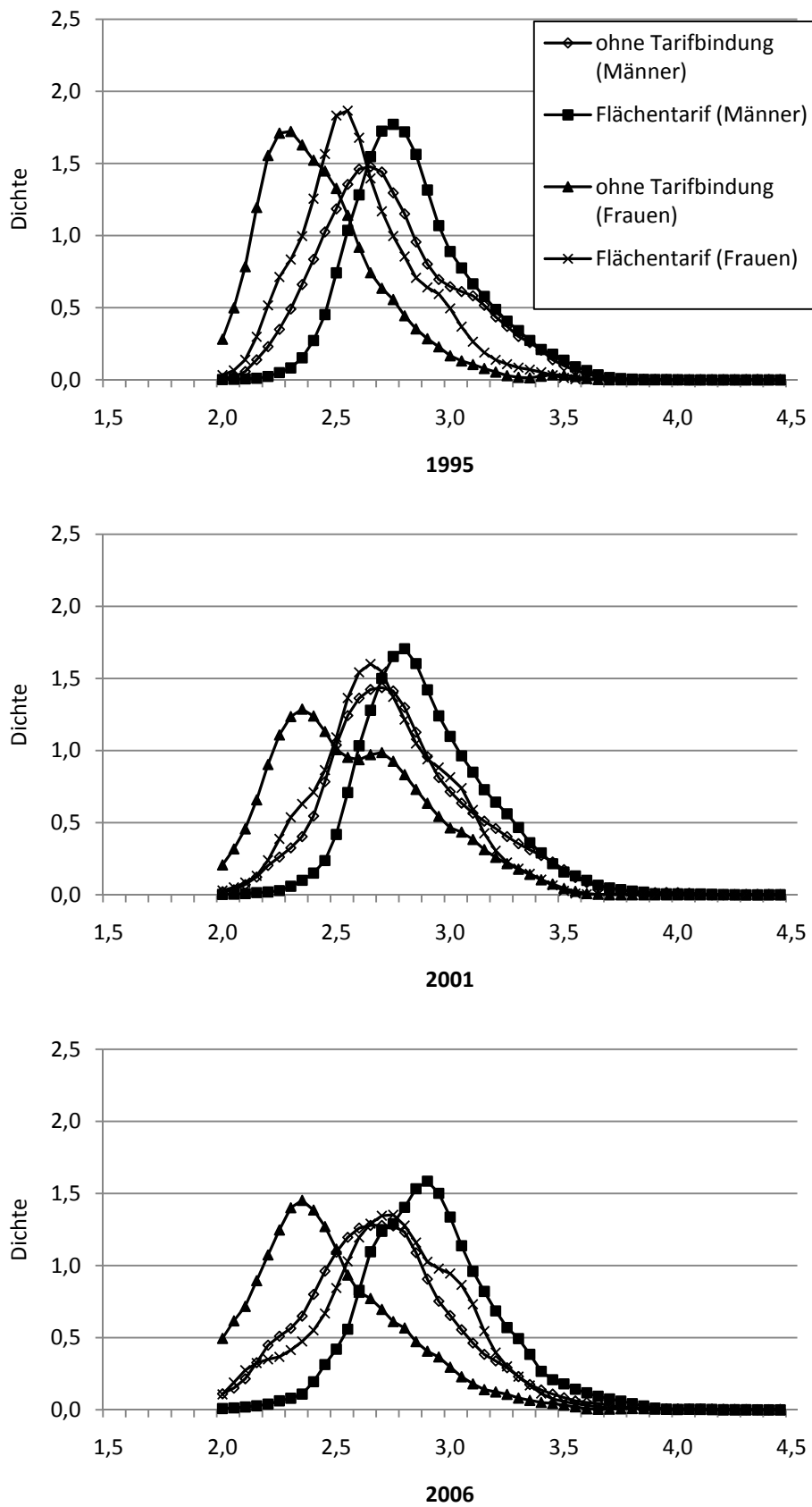


Abbildung 1: Fortsetzung



Frauen haben im Durchschnitt eine geringfügig geringere Ausbildungsdauer. Die durchschnittliche Betriebszugehörigkeitsdauer der Frauen steigt in beiden Regimen an, von 8,6 Jahren (1990) auf 12,3 Jahre (2006) unter Flächentarifverträgen und von 5,9 Jahre (1990) auf 7,8 Jahre (2006) in tarifungebundenen Betrieben. Die Veränderungen bei den Männern können dagegen weitgehend vernachlässigt werden, so dass es im Zeitablauf zu einer deutlichen Annäherung der Betriebszugehörigkeitsdauern zwischen den Geschlechtern kommt. Lag der Abstand im Jahr 1990 im Durchschnitt noch zwischen 3,6 Jahren in tarifgebundenen Unternehmen und 2,7 Jahren in Betrieben ohne Tarifbindung, so ging die Differenz in 2006 auf 1,7 bzw. 1,3 Jahre zurück. Dies und auch die Tatsache, dass die potenzielle Berufserfahrung von Frauen zwischen 1990 und 2006 stark zugenommen hat (von 18,7 auf 23,2 Jahre bei Tarifbindung und von 15 auf 22,2 Jahre bei individueller Lohnvereinbarung), ist ein Hinweis auf die zunehmende Partizipation von Frauen am Arbeitsmarkt. Allerdings ist einschränkend zu bemerken, dass im Datensatz keine Angaben über Erwerbsunterbrechungen enthalten sind, so dass die potenzielle Berufserfahrung von Frauen, die aufgrund von Kinderbetreuungszeiten mehr Erwerbsunterbrechungen aufweisen (Anger/Schmidt 2008, Beblo/Wolf 2003), eher überschätzt wird als die von Männern. Frauen sind im Vergleich zu Männern immer noch sehr viel häufiger in unteren Leistungsgruppen zu finden. Der Anteil der Frauen, die einfache Tätigkeiten oder Tätigkeiten ohne eigene Entscheidungsbefugnis ausüben, ist in allen Jahren und allen Regimen deutlich höher als unter den Männern. Im Zeitablauf konnten beide Geschlechter ihren Anteil in den oberen Leistungsgruppen vor allem in den tarifgebundenen Unternehmen deutlich erhöhen. Besonders stark ist der Anstieg bei den Frauen: Waren 1990 nur knapp 4 Prozent in der obersten Leistungsgruppe beschäftigt, so waren es 2006 fast 25 Prozent. Auch in Unternehmen ohne Tarifbindung ist der Anteil der Frauen, die in der höchsten Hierarchiestufe beschäftigt sind, gestiegen, allerdings lediglich von knapp 6 auf gut 8 Prozent.

Bemerkenswert ist, dass die Annäherung der Frauen an die Männer im Hinblick auf Betriebszugehörigkeitsdauer, potenzielle Berufserfahrung und Zugang zu höheren Leistungsgruppen nicht von den konjunkturellen Rahmenbedingungen abzuhängen scheint. Die Veränderungen finden auch in den konjunkturell schwachen Jahren (1995 und 2001) statt. Gleichzeitig können die Frauen ihren Lohnabstand gegenüber den Männern zwischen 2001 und 2006, einem konjunkturell starken Jahr, nicht verringern. Unter Tarifbindung stagniert ihr durchschnittlicher Lohn bei 83 Prozent des durchschnittlichen Männerlohnes, bei indi-

vidueller Lohnvereinbarung kommt es sogar zu einem Rückgang von 80 auf 77 Prozent der Männerlöhne.

### **4.3.2 Ergebnisse der Regressionsanalysen**

Die Ergebnisse der separaten Lohnregressionen mit fixen Betriebseffekten nach Geschlecht für jedes Erhebungsjahr und jedes Lohnsetzungsregime werden in Tabelle 2, I ausgewiesen. Die Koeffizienten der erklärenden Variablen sind in den meisten Fällen signifikant und zeigen das erwartete Vorzeichen.

Ein Teil der Lohndifferenz resultiert aus geringeren Erträgen aus der Dauer der schulischen Ausbildung. In allen Jahren und beiden Regimen (mit einer Ausnahme im Jahr 2001 unter dem Regime ohne Tarifverträge) wird eine längere Ausbildung bei Frauen deutlich schlechter honoriert als bei Männern. In Unternehmen, die einen Flächentarifvertrag anwenden, sind jedoch die Erträge aus der Betriebszugehörigkeitsdauer in allen Wellen (außer 1995) höher als bei den Männern, im Jahr 2006 um 4,9 Prozentpunkte. Im Regime ohne Tarifbindung zeigen sich dagegen in allen Wellen Vorteile für die Männer. In allen Jahren können Frauen in beiden Regimen (Ausnahme: Flächentarifvertrag in 2006) zudem höhere Erträge aus potenzieller Berufserfahrung erzielen. Allerdings hat dieses Ergebnis nur beschränkte Aussagekraft, da diese Variable gerade für Frauen, die häufiger als Männer Erwerbsunterbrechungen aufgrund familiärer Verpflichtungen aufweisen, eher überschätzt wird. Frauen in Betrieben, die einen Flächentarifvertrag anwenden, erzielen verglichen mit den dort beschäftigten Männern in allen Jahren höhere Erträge aus einer Beschäftigung in den oberen beiden Leistungsgruppen. In Betrieben ohne Tarifbindung zeigt sich dieses Ergebnis so eindeutig zwar nur in den Wellen 1995 und 2006. Aber in beiden Lohnsetzungsregimen gilt, dass die Mehrzahl der Frauen in den beiden unteren Leistungsgruppen beschäftigt ist (s. Tabelle 1) und somit von diesen Erträgen nicht profitiert.

**Tabelle 2: Logarithmierte Lohn-Regressionen mit fixen Betriebseffekten nach Geschlecht**

log. Stundenlohn	1990			
	F		K	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer
<b>I</b> Dauer Schulbildung	0,014**	0,020**	0,009**	0,018**
Betriebszugehörigkeitsdauer/10	0,070**	0,062**	0,158**	0,135**
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) <sup>2</sup>	-0,023*	-0,024**	-0,073**	-0,072**
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) <sup>3</sup>	0,003	0,004**	0,013*	0,012**
potenzielle Berufserfahrung/10	0,158**	0,117**	0,170**	0,148**
(potenzielle Berufserfahrung/10) <sup>2</sup>	-0,056**	-0,031**	-0,064**	-0,041**
(potenzielle Berufserfahrung/10) <sup>3</sup>	0,006**	0,002**	0,007*	0,003
ohne eigene Entscheidungsbefugnis	0,061**	0,065**	0,031*	0,057**
mehrfährige Berufserfahrung	0,225**	0,195**	0,176**	0,165**
besondere Erfahrungen	0,573**	0,559**	0,479**	0,554**
Konstante	2,091**	2,180**	1,994**	2,087**
R <sup>2</sup> : overall	0,552	0,604	0,500	0,567
Anzahl Arbeitnehmer	5282	18452	1096	2279
Anzahl Betriebe	364	368	88	88
<b>II vorhergesagter Lohn mit</b>				
Merkmale wie unter F	2,505	2,768	2,369	2,686
Merkmale wie unter K	<i>2,514</i>	<i>2,761</i>	2,366	2,676
log. Stundenlohn	1995			
	F		K	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer
<b>I</b> Dauer Schulbildung	0,017**	0,025**	0,022**	0,031**
Betriebszugehörigkeitsdauer/10	0,072**	0,075**	-0,014	0,156**
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) <sup>2</sup>	-0,023*	-0,025**	0,050	-0,065**
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) <sup>3</sup>	0,004*	0,003**	-0,011	0,009**
potenzielle Berufserfahrung/10	0,153**	0,138**	0,230**	0,209**
(potenzielle Berufserfahrung/10) <sup>2</sup>	-0,054**	-0,040**	-0,093**	-0,069**
(potenzielle Berufserfahrung/10) <sup>3</sup>	0,006**	0,004**	0,012**	0,007**
ohne eigene Entscheidungsbefugnis	0,058**	0,065**	0,096**	0,084**
mehrfährige Berufserfahrung	0,232**	0,188**	0,286**	0,192**
besondere Erfahrungen	0,548**	0,525**	0,622**	0,573**
Konstante	2,101**	2,147**	1,822**	1,902**
R <sup>2</sup> : overall	0,535	0,562	0,518	0,580
Anzahl Arbeitnehmer	5322	19698	1273	2985
Anzahl Betriebe	438	440	115	119
<b>II vorhergesagter Lohn mit</b>				
Merkmale wie unter F	2,602	2,835	2,440	2,756
Merkmale wie unter K	<i>2,585</i>	<i>2,820</i>	2,425	2,738

Anmerkungen: F = Flächentarifvertrag, K = Kein Tarifvertrag; \*) signifikant bei  $\alpha = 0,05$ ;\*\*) signifikant bei  $\alpha = 0,01$ ; *kursiv* = hypothetische Werte;

Nur Beschäftigte aus Unternehmen mit mind. 100 Arbeitnehmern.

Tabelle 2: Fortsetzung

log. Stundenlohn	2001			
	F		K	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer
I Dauer Schulbildung	0,0213**	0,028**	0,038**	0,031**
Betriebszugehörigkeitsdauer/10	0,077**	0,070**	0,072	0,105**
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) <sup>2</sup>	0,029	-0,018*	0,016	-0,018
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) <sup>3</sup>	0,005	0,002	-0,005	0,000
potenzielle Berufserfahrung/10	0,322**	0,184**	0,272**	0,192**
(potenzielle Berufserfahrung/10) <sup>2</sup>	-0,121**	-0,058**	-0,122**	-0,065**
(potenzielle Berufserfahrung/10) <sup>3</sup>	0,014**	0,006**	0,017*	0,007*
ohne eigene Entscheidungsbefugnis	0,073**	0,051**	0,009	0,142**
mehnjährige Berufserfahrung	0,225**	0,167**	0,117**	0,240**
besondere Erfahrungen	0,479**	0,476**	0,414**	0,530**
Konstante	2,014**	2,156**	1,740**	1,907**
R <sup>2</sup> : overall	0,396	0,506	0,488	0,540
Anzahl Arbeitnehmer	2676	11020	533	1733
Anzahl Betriebe	253	254	62	64
<b>II vorhergesagter Lohn mit</b>				
Merkmale wie unter F	2,716	2,897	2,532	2,791
Merkmale wie unter K	2,761	2,908	2,574	2,793
log. Stundenlohn	2006			
	F		K	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer
I Dauer Schulbildung	0,023**	0,035**	0,024**	0,032**
Betriebszugehörigkeitsdauer/10	0,146**	0,097**	0,147**	0,181**
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) <sup>2</sup>	-0,064**	-0,042**	-0,054	-0,084**
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) <sup>3</sup>	0,010**	0,006**	0,009	0,013**
potenzielle Berufserfahrung/10	0,288**	0,293**	0,334**	0,225**
(potenzielle Berufserfahrung/10) <sup>2</sup>	-0,099**	-0,101**	-0,127**	-0,065**
(potenzielle Berufserfahrung/10) <sup>3</sup>	0,011**	0,011**	0,015**	0,006*
ohne eigene Entscheidungsbefugnis	0,147**	0,098**	0,114**	0,051**
mehnjährige Berufserfahrung	0,251**	0,213**	0,259**	0,199**
besondere Erfahrungen	0,456**	0,428**	0,524**	0,463**
Konstante	1,898**	1,933**	1,663**	1,831**
R <sup>2</sup> : overall	0,468	0,412	0,321	0,489
Anzahl Arbeitnehmer	2088	8748	1518	3802
Anzahl Betriebe	151	151	94	94
<b>II vorhergesagter Lohn mit</b>				
Merkmale wie unter F	2,732	2,916	2,539	2,778
Merkmale wie unter K	2,656	2,852	2,445	2,700

Anmerkungen: F = Flächentarifvertrag, K = Kein Tarifvertrag; \*) signifikant bei  $\alpha = 0,05$ ;

\*\*) signifikant bei  $\alpha = 0,01$ ; *kursiv* = hypothetische Werte;

Nur Beschäftigte aus Unternehmen mit mind. 100 Arbeitnehmern.

Tabelle 2, II berichtet die durchschnittlichen vorhergesagten logarithmierten Löhne für jedes Regime. Sie entsprechen den durchschnittlichen Löhnen in Tabelle 1, was sich aus der Zerlegung der Lohngleichung (S. 84) ergibt. Darüber hinaus wird auch der hypothetische logarithmierte Durchschnittslohn berechnet, der sich ergibt, wenn die individuellen Merkmale mit den Erträgen aus dem jeweils anderen Regime gewichtet werden. Mit Ausnahme von 2001 gilt für beide Geschlechter in allen Erhebungswellen, dass Arbeitnehmer, die unter einem Tarifvertrag beschäftigt sind, weniger verdienen würden, wenn sie in Unternehmen ohne Tarifbindung arbeiteten (z. B. 2006: Frauen = 2,54 statt 2,73). Ihr durchschnittlicher logarithmierter Lohn läge aber immer noch über demjenigen der Frauen und Männer, die tatsächlich dort beschäftigt sind (z. B. 2006: Frauen = 2,54 gegenüber tatsächlich 2,45).

Somit ist es zwar für beide Geschlechter vorteilhaft in Unternehmen zu arbeiten, die einen Tarifvertrag anwenden, aber Frauen scheinen besonders zu profitieren. Der durchschnittliche hypothetische Lohn, den Frauen aus tarifgebundenen Unternehmen bei individueller Lohnvereinbarung erzielen könnten, liegt im Jahr 1990 bei 87 Prozent ihres tatsächlichen Durchschnittslohnes und geht bis 2006 auf 82 Prozent zurück. Dagegen beträgt der hypothetische Durchschnittslohn der Männer aus tarifgebundenen Betrieben im Jahr 1990 rund 92 Prozent ihres tatsächlichen Lohnes und geht bis 2006 auf 87 Prozent zurück. Gleichzeitig scheint der Rückgang der Tarifbindung insbesondere Frauen zu treffen, wie die deskriptiven Analysen in Abschnitt 4.3.1 gezeigt haben. Dieses Ergebnis weist daraufhin, dass von der mit Tarifverträgen verbundenen Komprimierung und Standardisierung der Löhne tatsächlich besonders Frauen profitieren können. Allerdings hat die zurückgehende Tarifbindung den Anteil der Frauen, die in Unternehmen ohne Tarifbindung beschäftigt sind, deutlich erhöht. Hierfür sind zwei Erklärungen denkbar: Einerseits könnte die Abnahme der Bindung an den Flächentarif Frauen im Vergleich zu den Männern in besonderem Maße in Unternehmen ohne Tarifbindung abgedrängt haben. Andererseits könnte die Ausweitung des tarifungebundenen Bereichs vielen Frauen eine Beschäftigung überhaupt erst ermöglicht haben.

### 4.3.3 Analysen der Lohnverteilung

In Tabelle 3 werden die gesamte Standardabweichung, die Variationskoeffizienten der logarithmierten Löhne und die Zerlegung der Lohnstreuung in Standardabweichungen des Index für Arbeitnehmerqualität, des Betriebseffekts und des Residuums für jedes Erhebungsjahr für die beiden Regime nach Geschlecht berichtet. Daneben werden die Ergebnisse zweiseitiger F-Tests auf Gleichheit der Standardabweichungen zwischen Frauen und Männern (Tabelle 4) bzw. zwischen Lohnsetzungsregimen und Jahren (Tabelle 5) präsentiert.

Die gesamte Standardabweichung der logarithmierten Löhne der Frauen in tarifgebundenen Unternehmen ist ab 2001 signifikant höher als diejenige der Männer, während es sich in den ersten beiden Wellen andersherum verhält (Tabelle 3, I und 4, Ia). Dies spiegelt sich auch in der Veränderung der Variationskoeffizienten (=relative Standardabweichungen) wider, die für Frauen zwischen 1990 und 2006 um knapp 3 Prozentpunkte, für die Männer nur um 1 Prozentpunkt ansteigen. Auch in den tarifungebundenen Unternehmen nehmen die Standardabweichungen für die Frauen im Zeitablauf besonders deutlich zu, so dass es seit 2001 keine signifikanten Differenzen mehr zur Streuung der Männerlöhne gibt.

Die einfache Varianzanalyse nach Betrieben (Tabelle 3, II und 4, IIa) zeigt, dass die zwischenbetriebliche Streuung der Frauenlöhne in tarifgebundenen Betrieben in allen Jahren signifikant höher ist als die Streuung der Männerlöhne. Gleichzeitig ist die innerbetriebliche Streuung der Frauenlöhne signifikant geringer als die der Männerlöhne. Im Regime ohne Tarifbindung zeigt sich dagegen ab 2001 keine signifikante Differenz der innerbetrieblichen Streuungen zwischen den Geschlechtern. Dieses Ergebnis impliziert, dass die Frauenbelegschaft zumindest in tarifgebundenen Unternehmen homogener als die Männerbelegschaft ist.

**Tabelle 3: Standardabweichungen und ihre Standardfehler (in Klammern) für log. Löhne und geschätzte log. Lohnkomponenten**

	1990				1995			
	F		K		F		K	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer
<b>I gesamte Std.Abw.</b>	0,222 (0,002)	0,245 (0,001)	0,220 (0,005)	0,271 (0,004)	0,256 (0,002)	0,259 (0,001)	0,260 (0,005)	0,301 (0,004)
Variationskoeffizient	8,864	8,859	9,292	10,137	9,823	9,121	10,736	10,980
<b>II Varianzanalyse nach Betrieb</b>								
Std.Abw. zwischen Betrieben	0,148 (0,001)	0,121 (0,001)	0,135 (0,003)	0,143 (0,002)	0,174 (0,002)	0,134 (0,001)	0,180 (0,004)	0,192 (0,002)
Std.Abw. innerhalb v. Betrieben	0,166 (0,002)	0,213 (0,001)	0,175 (0,004)	0,231 (0,003)	0,188 (0,002)	0,221 (0,001)	0,190 (0,004)	0,232 (0,003)
<b>III Regressionen mit fixen Betriebseffekten</b>								
Std.Abw. Betriebseffekte	0,106 (0,001)	0,088 (0,000)	0,106 (0,002)	0,114 (0,002)	0,128 (0,001)	0,101 (0,001)	0,125 (0,002)	0,126 (0,002)
Std.Abw. Residuen	0,104 (0,001)	0,127 (0,001)	0,114 (0,002)	0,137 (0,002)	0,119 (0,001)	0,138 (0,001)	0,131 (0,003)	0,151 (0,002)
Std.Abw. AN-Qualitätsindex	0,154 (0,002)	0,186 (0,001)	0,147 (0,003)	0,202 (0,003)	0,172 (0,002)	0,189 (0,001)	0,178 (0,004)	0,202 (0,003)
<b>IV Std.Abw. AN-Qualitätsindex mit</b>								
Merkmalen wie unter F	0,154 (0,002)	0,186 (0,001)	<i>0,142</i> <i>(0,003)</i>	<i>0,192</i> <i>(0,003)</i>	0,172 (0,002)	0,189 (0,001)	<i>0,197</i> <i>(0,004)</i>	<i>0,210</i> <i>(0,003)</i>
Merkmalen wie unter K	<i>0,161</i> <i>(0,002)</i>	<i>0,195</i> <i>(0,001)</i>	0,147 (0,003)	0,202 (0,003)	<i>0,156</i> <i>(0,002)</i>	<i>0,181</i> <i>(0,001)</i>	0,178 (0,004)	0,202 (0,003)
	2001				2006			
	F		K		F		K	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer
<b>I gesamte Std.Abw.</b>	0,281 (0,004)	0,273 (0,002)	0,325 (0,010)	0,320 (0,005)	0,320 (0,005)	0,288 (0,002)	0,336 (0,006)	0,338 (0,004)
Variationskoeffizient	10,359	9,428	12,641	11,463	11,721	9,872	13,751	12,513
<b>II Varianzanalyse nach Betrieb</b>								
Std.Abw. zwischen Betrieben	0,190 (0,003)	0,148 (0,001)	0,237 (0,007)	0,217 (0,004)	0,240 (0,004)	0,181 (0,001)	0,243 (0,004)	0,235 (0,003)
Std.Abw. innerhalb v. Betrieben	0,209 (0,003)	0,230 (0,002)	0,226 (0,007)	0,237 (0,004)	0,214 (0,003)	0,225 (0,002)	0,235 (0,004)	0,245 (0,003)
<b>III Regressionen mit fixen Betriebseffekten</b>								
Std.Abw. Betriebseffekte	0,158 (0,002)	0,116 (0,001)	0,170 (0,005)	0,147 (0,002)	0,181 (0,003)	0,153 (0,001)	0,211 (0,004)	0,167 (0,002)
Std.Abw. Residuen	0,152 (0,002)	0,153 (0,001)	0,161 (0,005)	0,162 (0,003)	0,150 (0,002)	0,160 (0,001)	0,180 (0,003)	0,177 (0,002)
Std.Abw. AN-Qualitätsindex	0,163 (0,002)	0,189 (0,001)	0,202 (0,006)	0,212 (0,004)	0,193 (0,003)	0,183 (0,001)	0,176 (0,003)	0,208 (0,002)
<b>IV Std.Abw. AN-Qualitätsindex mit</b>								
Merkmalen wie unter F	0,163 (0,002)	0,189 (0,001)	<i>0,176</i> <i>(0,005)</i>	<i>0,198</i> <i>(0,003)</i>	0,193 (0,003)	0,183 (0,001)	<i>0,227</i> <i>(0,004)</i>	<i>0,209</i> <i>(0,002)</i>
Merkmalen wie unter K	<i>0,191</i> <i>(0,003)</i>	<i>0,202</i> <i>(0,001)</i>	0,202 (0,006)	0,212 (0,004)	<i>0,155</i> <i>(0,002)</i>	<i>0,186</i> <i>(0,001)</i>	0,176 (0,003)	0,208 (0,002)

Anmerkungen: F = Flächentarifvertrag, K = kein Tarifvertrag; Std.Abw. = Standardabweichung; Grundlage sind die Lohnschätzungen mit fixen Betriebseffekten aus Tabelle 2; *kursiv* = hypothetische Werte; Nur Beschäftigte aus Unternehmen mit mind. 100 Arbeitnehmern.

**Tabelle 4: Wahrscheinlichkeitswerte aus zweiseitigen F-Tests auf Gleichheit der Standardabweichungen zwischen Frauen und Männern**

	1990		1995		2001		2006	
	F	K	F	K	F	K	F	K
<b>Ia gesamte Std.Abw.</b>	0,000	0,000	0,299	0,000	0,049	0,634	0,000	0,819
<b>IIa Varianzanalyse nach Betrieb</b>								
Std.Abw. zwischen Betrieben	0,000	0,029	0,000	0,005	0,000	0,011	0,000	0,102
Std.Abw. innerhalb v. Betrieben	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,178	0,006	0,054
<b>IIIa Regressionen mit fixen Betriebseffekten</b>								
Std.Abw. Betriebseffekte	0,000	0,004	0,000	0,766	0,000	0,000	0,000	0,000
Std.Abw. Residuen	0,000	0,000	0,000	0,000	0,728	0,959	0,000	0,479
Std.Abw. AN-Qualitätsindex	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,191	0,003	0,000

Anmerkungen: F = Flächentarifvertrag, K = kein Tarifvertrag; Std.Abw. = Standardabweichung;  
Nur Beschäftigte aus Unternehmen mit mind. 100 Arbeitnehmern.



Tabelle 5: Wahrscheinlichkeitswerte aus zweiseitigen F-Tests auf Gleichheit der Standardabweichungen

	Frauen											
	1990	1995	2001	2006	1990-1995		1995-2001		2001-2006		1990-2006	
	F-K				F	K	F	K	F	K	F	K
<b>Ia gesamte Standardabweichung</b>	0,683	0,403	0,000	0,041	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,366	0,000	0,000
<b>IIa Varianzanalyse nach Betrieb</b>												
Std.Abw. zwischen Betrieben	0,000	0,113	0,000	0,566	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,472	0,000	0,000
Std.Abw. innerhalb v. Betrieben	0,030	0,673	0,015	0,000	0,000	0,005	0,000	0,000	0,236	0,310	0,000	0,000
<b>IIIa Regressionen mit fixen Betriebseffekten</b>												
Std.Abw. Betriebseffekte	0,921	0,270	0,024	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Std.Abw. Residuen	0,000	0,000	0,072	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,477	0,003	0,000	0,000
Std.Abw. AN-Qualitätsindex	0,036	0,091	0,000	0,000	0,000	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Männer											
	1990	1995	2001	2006	1990-1995		1995-2001		2001-2006		1990-2006	
	F-K				F	K	F	K	F	K	F	K
<b>Ia gesamte Standardabweichung</b>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,003	0,000	0,009	0,000	0,000
<b>IIa Varianzanalyse nach Betrieb</b>												
Std.Abw. zwischen Betrieben	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Std.Abw. innerhalb v. Betrieben	0,000	0,001	0,072	0,000	0,847	0,834	0,000	0,304	0,025	0,141	0,000	0,003
<b>IIIa Regressionen mit fixen Betriebseffekten</b>												
Std.Abw. Betriebseffekte	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Std.Abw. Residuen	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000
Std.Abw. AN-Qualitätsindex	0,000	0,000	0,000	0,000	0,009	0,974	0,804	0,020	0,003	0,384	0,145	0,084

Anmerkungen: F = Flächentarifvertrag, K = kein Tarifvertrag; Std.Abw. = Standardabweichung; Nur Beschäftigte aus Unternehmen mit mind. 100 Arbeitnehmern.

Für beide Geschlechter ist die Streuung zwischen bzw. innerhalb von Betrieben in allen Jahren (Ausnahme: Frauen, zwischenbetriebliche Streuung in 1990) bei individueller Lohnvereinbarung größer als bei Tarifbindung. Allerdings sind die Differenzen bei den Frauen deutlich geringer als bei den Männern. Die Streuung der Löhne beider Geschlechter ist zwischen Betrieben in fast allen Wellen und beiden Regimen geringer als innerhalb von Betrieben, wobei auch hier die Differenzen bei den Frauen deutlich geringer sind als bei den Männern. Zwischen 1995 und 2001 steigt die zwischenbetriebliche Lohnstreuung bei individueller Lohnvereinbarung bei den Frauen sehr stark an und übersteigt auch in 2006 die innerbetriebliche Lohnstreuung. Eine entsprechende Entwicklung zeigt sich in tarifgebundenen Unternehmen zwischen 2001 und 2006, mit dem Ergebnis, dass die zwischenbetriebliche Streuung in beiden Regimen in 2006 fast gleich ist.

Die Ergebnisse der Zerlegung der Varianz unter Zugrundelegung der Fixed-Effects-Schätzungen (Tabelle 2) werden in Tabelle 3, III berichtet. Die Standardabweichung der Betriebseffekte ist entsprechend der Ergebnisse der einfachen Varianzanalyse in allen Jahren auch nach Kontrolle der individuellen Merkmale bei den Männern im Regime mit Flächentarifverträgen signifikant geringer als bei individueller Lohnvereinbarung, während sich dieser Effekt bei den Frauen erst in den Erhebungen ab 2001 zeigt (Tabelle 3, III und 5, IIIa).

Die Standardabweichungen der Indizes für Arbeitnehmerqualität und der Lohnresiduen für die Männer sind in allen Jahren im tarifungebundenen Regime signifikant größer als bei Anwendung von Flächentarifverträgen (Tabelle 3, III und 5, IIIa). Bei den Schätzungen für die Frauen gilt dies nur für die Streuung der Residuen. Die Standardabweichungen des Arbeitnehmerqualitätsindex sind dagegen 1990 und 2006 in tarifgebundenen Unternehmen signifikant höher als in Unternehmen ohne Tarifbindung (Tabelle 3, III und 5, IIIa). Ein Vergleich zwischen den Geschlechtern zeigt fast durchgängig eine signifikant geringere Streuung der Indizes für Arbeitnehmerqualität der Frauen (Tabelle 3, III und 4, IIIa). Damit wird das Ergebnis der einfachen Varianzanalyse gestützt, dass Frauenbelegschaften im Durchschnitt homogener sind als Männerbelegschaften. Dies gilt jedoch nicht mehr für die Erhebung 2006, bei der die Streuung des Arbeitnehmerqualitätsindex der Frauen in tarifgebundenen Unternehmen signifikant höher ist als diejenige der Männer.

Für die weitere Analyse werden zusätzlich die hypothetischen Standardabweichungen der Indizes für Arbeitnehmerqualität berechnet, die mit den für das jeweils andere Regime geschätzten Erträgen auf die individuellen Merkmale gewichtet werden. Die Ergebnisse der Substitution der Erträge aus Humankapital werden in Tabelle 3, IV berichtet. Für beide Geschlechter zeigt sich in allen Jahren (außer 1990 für die Frauen) eine höhere hypothetische Streuung für Beschäftigte aus Unternehmen, die Flächentarifverträge anwenden, wenn die Erträge aus Humankapital aus dem tarifungebundenen System eingesetzt werden (z. B. für 2006: 0,21 statt 0,18). Dementsprechend würde die Standardabweichung geringer sein, wenn die Merkmale der Arbeitnehmer im tarifungebundenen Regime mit den Erträgen wie in den Regimen mit Flächentarifverträgen entlohnt würden. Hier zeigt sich die komprimierende Wirkung von Tarifverträgen, die auch aus geringeren Erträgen aus Humankapital in tarifgebundenen verglichen mit tarifungebundenen Unternehmen resultiert.

#### **4.4 Schlussfolgerungen**

Der Beitrag geht der Frage nach, inwieweit sich das angewendete Lohnsetzungsregime (Flächentarifvertrag oder individuelle Lohnvereinbarung) auf die Entlohnung von Frauen und Männern auswirkt. Die Ergebnisse zeigen, dass insbesondere Frauen von einer Beschäftigung in Betrieben, die Tarifverträge anwenden, profitieren können. So lag ihr durchschnittlicher Lohn im Jahr 2006 bei 83 Prozent des durchschnittlichen Männerlohnes, wenn sie unter einem Flächentarifvertrag beschäftigt waren, verglichen mit 77 Prozent bei einer Beschäftigung in Unternehmen ohne Tarifbindung. Gleichzeitig betrug der durchschnittliche hypothetische Lohn, den Frauen aus tarifgebundenen Unternehmen bei individueller Lohnvereinbarung erzielen könnten, nur 82 Prozent ihres tatsächlichen Lohnes, während Männer aus tarifgebundenen Betrieben in Betrieben ohne Tarifbindung einen hypothetischen Durchschnittslohn in Höhe von 87 Prozent ihres tatsächlichen Lohnes erzielen könnten. Die mit einer Tarifbindung einhergehende Standardisierung der Löhne und Komprimierung der Lohnstruktur scheint somit tatsächlich geeignet, den Lohnabstand zwischen Frauen und Männern zu verringern, auch wenn es hier zu einer Stagnation gekommen ist.

Eine Tarifbindung von Unternehmen dürfte sich daher auch positiv auf die Erwerbsneigung von Frauen auswirken. Allerdings scheinen besonders Frauen von dem hauptsächlich

zwischen 2001 und 2006 beobachteten Rückgang der Tarifbindung betroffen zu sein. Waren 2001 noch 71 Prozent der weiblichen Arbeitnehmer in Betrieben beschäftigt, die einen Flächentarifvertrag anwenden, so waren es 2006 nur noch 44 Prozent, während es von den Männern immerhin noch 54 gegenüber 74 Prozent in 2001 waren. Gleichzeitig stieg der Anteil der in Unternehmen ohne Tarifbindung arbeitenden Frauen (Männer) von 14 (12) Prozent in 2001 auf fast 32 (23).

Damit sind Frauen, die sich zudem häufiger am unteren Ende der Lohnverteilung finden, im Durchschnitt auch stärker von einer Verringerung der Durchschnittslöhne betroffen. Denn ein Wegfall der Tarifbindung bedeutet ja insbesondere, dass Unternehmen die mit Tarifverträgen verbundenen faktischen Mindestlöhne unterschreiten können. Diese Entwicklung dürfte für Frauen eher keine Ermutigung sein, sich stärker am Erwerbsleben zu beteiligen. Eine weitere Erosion der Tarifbindung dürfte somit vor dem Hintergrund, dass eine stärkere Nutzung des Erwerbspersonenpotenzials von Frauen angesichts des demographischen Wandels dringend notwendig ist, auch für die wirtschaftliche Entwicklung nicht unproblematisch sein.

Einschränkend ist jedoch festzuhalten, dass Überlegungen im Hinblick auf die Erwerbsneigung von Frauen und ihre Konsequenzen für den Arbeitsmarkt im Rahmen dieses Beitrags spekulativ bleiben müssen. Auf Basis der Querschnittsdaten der GLS bzw. VSE kann nicht festgestellt werden, inwieweit der Anstieg des Anteils der Frauen, die in Betrieben ohne Tarifbindung beschäftigt sind, möglicherweise auf Selbstselektion zurückzuführen ist und somit ihren Präferenzen entspricht. Daneben muss eine erhöhte Erwerbsneigung nicht zwingend in tatsächliche Erwerbstätigkeit münden. Unter entsprechenden wirtschaftlichen Rahmenbedingungen kann diese auch zu einem Anstieg der Arbeitslosigkeit führen. Auch ist es mit dem verwendeten Datensatz nicht möglich für unbeobachtete Heterogenität der beobachteten Frauen und Männer zu kontrollieren. Die GLS bzw. VSE beinhaltet zudem auch keine verlässlichen Informationen darüber, ob die Beschäftigten Kinder haben, so dass deren Einfluss auf die Löhne nicht kontrolliert werden kann. Interessant wäre in diesem Zusammenhang zum Beispiel, ob Frauen in den unterschiedlichen Lohnsetzungsregimen auch mit unterschiedlicher Wahrscheinlichkeit Kinder haben.

## 5 Analysing the Gender Wage Gap (GWG) Using Personnel Records<sup>\*</sup>

### 5.1 Introduction

Empirical research permanently finds a gender wage gap (GWG in the following) unconditional and conditional on important control variables as well as for different countries, industries, and decades (e. g., Cain 1986, Gunderson 1989, Altonji/Blank 1999, Blau/Kahn 2000, 2003). Neumark (1999: 414) states:

*“There are two dominant explanations of these wage differentials that are the basis for most empirical research on this topic. The first is that employers discriminate against women or minorities in some fashion that results in lower wages for them even when they are equally productive. The second is that women or minorities come to the market with productivity shortfalls.”*

On the one hand, discrimination can be the consequence of preferences and imperfect competition. If there is a ‘taste for discrimination’ the management or the employees of the firm prefer to cooperate with men (Becker 1971, Blau/Ferber/Winkler 2006: 218 et seqq.). So, Baldwin, Butler, and Johnson (2001) show on the basis of a sample of insurance workers that the distribution of women across the hierarchy not only depends on the number of women at lower levels and the wages of men at these levels, but also on male distastes for female management. On the other hand, there can be statistical discrimination. In our context, firms use the gender of an employee to predict his or her productivity in case of incomplete information about productivity (Aigner/Cain 1977). Such statistical dis-

---

<sup>\*</sup> This paper was a joint work with Christian Pfeifer. We would like to thank Knut Gerlach, an anonymous referee, and participants at the Colloquium in Personnel Economics 2008 in Bonn and at research seminars at Aarhus School of Business, Free University Berlin, University Wuerzburg, and University Bonn for helpful comments. Any remaining shortcomings are, of course, our own. Financial support from the Fritz Thyssen Foundation and the Federal State of Lower Saxony is gratefully acknowledged. The chapter has been published in Labour, Vol. 23, No. 2, pp. 257-282 (Pfeifer/Sohr 2009).

crimination, however, is hard to measure and “has received relatively little empirical attention with regard to wage differentials by race and sex” (Neumark 1999: 416).

Several studies note that the GWG is smaller under piece-rate than under time-rate based remuneration schemes (Jirjahn/Stephan 2004, Petersen/Snartland/Meyersson Milgrom 2007), as wages to a large extent reflect productivity under piece-rates. Under time-rates all sources of discrimination might enhance an initial GWG that is due to productivity differences. However, this kind of studies cannot distinguish between different types of taste discrimination and statistical discrimination. Other studies look at entry wages and the evolution of the wage gap (Neumark 1999, Altonji/Pierret 2001). Statistical discrimination in combination with employer learning predicts that the impact of the group variable (gender or race) declines with tenure because the employer learns about individual productivity. The results of Altonji and Pierret (2001), however, are not very supportive of this prediction as the wage gap between blacks and whites is virtually zero when entering the labour market and rises with experience.

Although there are many studies on the GWG using survey data, we find just a few analysing personnel records. The use of matched employer-employee data has shown that firm specific effects are an important determinant of gender differentials in wages (e. g., Datta Gupta/Rothstein 2005, Stephan/Gerlach 2005, Heinze/Wolf 2006). Dohmen, Lehmann, and Zaiceva (2008), who analyse the impact of transition on the GWG in Russia, argue that the use of personnel data could reduce unobservable heterogeneity substantially because of the greater homogeneity of the workforce within a firm. They find with data of a large Russian manufacturing firm, that the GWG is largely due to job assignments, while earnings differences at particular job levels are of minor importance. This is in line with results from Malkiel and Malkiel (1973), who analysed small cross section samples of highly educated professionals from a single corporation in the late 1960s. Their data include detailed information about previous experience outside the firm. The gross earnings differential can be explained completely by worker characteristics and job levels. While women on average work at lower job levels than men, at a given job level the authors find no earnings differences. Ransom and Oaxaca (2005) in their study of firm data from a regional grocery retailer in the US also find a high degree of segregation by jobs, which almost completely explains the lower earnings of women. Osterman (1979) studied sex discrimination in a

cross section of professional employees from 1976. He finds that the largest part of the GWG results from different rewards on seniority. Furthermore, “the company rewards men with families, because they are thought to ‘deserve’ higher salaries” (Osterman, 1979, p. 464) for their family obligations, while women do not. Ichino and Moretti (2009) recently analysed the impact of gender differences in absenteeism on wages with personnel data of an Italian bank. The conditional GWG in their data would be reduced by 11.8 percent if women would not suffer from menstrual symptoms which increase their absenteeism rates. One third of this effect is explained by direct losses of output due to additional absence times of women, while the rest is attributed to signaling costs of this additional absenteeism and other costs.

For Germany we find no study analysing the GWG using personnel data. Grund (2005) compares data from a German and a US plant, both belonging to the same owners, but his focus is on the correlation between wages and hierarchies in general. Our data include panel data on a monthly basis for the years 1999 to 2005 of a large German company. Therefore, it is possible to analyse wage careers and the evolution of the GWG over time. Furthermore, the data allows separate analyses for white-collar and blue-collar workers, which show noteworthy differences.

We find that the GWG is remarkably reduced but still significant after controlling for differences in worker characteristics (tenure, entry age, schooling, and monthly working hours), in which different returns on entry age play a major role. Furthermore, a substantial part of the GWG for white-collar workers can be explained by segregation of men and women in different hierarchical levels. Nevertheless, Oaxaca decompositions reveal that a large part of the GWG remains unexplained. Analysing wage careers and the evolution of the GWG, we find that absolute wage growth is larger for males than for females. The relative GWG, however, declines with tenure for white-collar workers, but it increases for blue-collar workers. This difference might be explained by the firm’s training decisions (‘self-fulfilling prophecy’) and the types of skills acquired during training, which differ between production (firm specific skills) and administrative work (general skills).

The subsequent paper is structured as follows: In Section 5.2 the personnel data set and the firm are briefly described. The regression analyses follow in Section 5.3, which contains

estimates of the GWG, an Oaxaca decomposition of the GWG, gender differences in wage careers, and the evolution of the GWG over tenure. Section 5.4 presents a short conclusion.

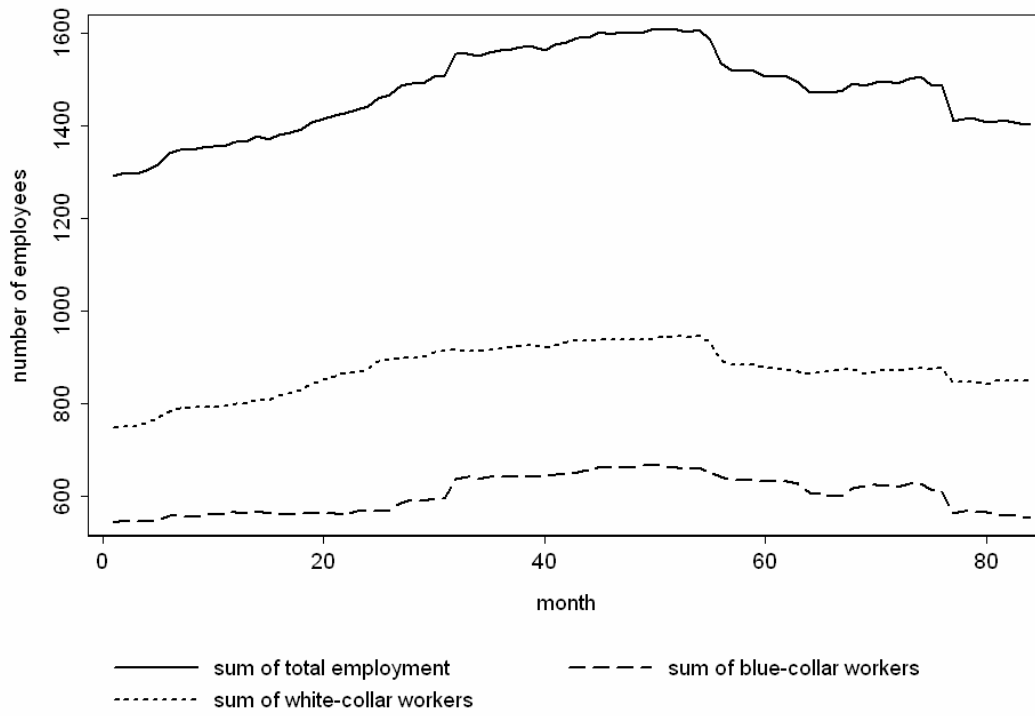
## 5.2 Data and Descriptive Statistics

The data set was extracted from computerised personnel records of a large German limited company which produces innovative products for the world market. The company has a works council and is subject to an industry wide collective contract. The personnel records contain information for all employees in the company's headquarter on a monthly basis from January 1999 to December 2005. The used sample includes blue-collar and white-collar workers without apprentices, workers in early retirement schemes, and long-term absent workers (at least one month absent). Moreover, observations with missing values in any of the used variables are dropped. In sum, the total number of observations (individuals) during the 84-month observation period is 50,722 (786) for blue-collar workers and 73,174 (1,250) for white-collar workers in an unbalanced panel design.

Figure 1 exhibits the firm's overall employment development from January 1999 (month 1) to December 2005 (month 84). Total employment increased from about 1,300 (in early 1999) to 1,600 (in 2003) and subsequently decreased to about 1,400 (end of 2005). The firm employs more white-collar than blue-collar workers. Both types of workers follow the same overall employment trend.

Figure 2 depicts the share of female employment. The share of females in total employment increased from 23 percent in 1999 to 25 percent in 2005. This trend can be observed for blue-collar as well as for white-collar workers. However, the share of females is higher among white-collar workers than among blue-collar workers.





**Figure 1: Trends in employment**



**Figure 2: Trends in share of female employment**

The firm has a hierarchy reflecting the wage groups of the collective contract. Tables 1 and 2 indicate that females work on average at lower levels. In blue-collar occupations segregation of women is much stronger than in white-collar occupations. While almost 75 percent of female blue-collar workers work at level 1 or 2, we find only 1.5 percent of men at level 2 and no men at level 1. Moreover, there are no women at level 6 and 7. For white-collar workers we find about 60 percent of women but only 25 percent of men at the lowest two levels. Only 4 percent of women belong to the upper management in contrast to 19 percent of men.

**Table 1: Distribution across levels for blue-collar workers**

level	description	statistics	total	male	female
1	unskilled work (instruction)	number of obs.	4431	0	4431
		share in row	100	0	100
		share in column	8.74	0	46.02
2	semi-skilled work (basic training)	number of obs.	3238	635	2603
		share in row	100	19.61	80.39
		share in column	6.38	1.55	27.04
3	semi-skilled work (two-year apprenticeship)	number of obs.	5056	3450	1606
		share in row	100	68.24	31.76
		share in column	9.97	8.4	16.68
4	somewhat difficult skilled work (three-year apprenticeship)	number of obs.	20569	19749	820
		share in row	100	96.01	3.99
		share in column	40.55	48.06	8.52
5	moderately difficult skilled work (three-year apprenticeship)	number of obs.	9482	9314	168
		share in row	100	98.23	1.77
		share in column	18.69	22.67	1.74
6	difficult skilled work (three-year apprenticeship)	number of obs.	5652	5652	0
		share in row	100	100	0
		share in column	11.14	13.75	0
7	very difficult skilled work (three-year apprenticeship)	number of obs.	2294	2294	0
		share in row	100	100	0
		share in column	4.52	5.58	0
total		number of obs.	50722	41094	9628
		share in row	100	81.02	18.98
		share in column	100	100	100

**Table 2: Distribution across levels for white-collar workers**

level	description	statistics	total	male	female
1	simple tasks (instruction or basic training)	number of obs.	7527	2619	4908
		share in row	100	34.79	65.21
		share in column	10.29	4.94	24.38
2	somewhat difficult tasks (three-year apprentice ship)	number of obs.	17205	10242	6963
		share in row	100	59.53	40.47
		share in column	23.51	19.31	34.59
3	moderately difficult tasks (university of applied science degree)	number of obs.	18606	13641	4965
		share in row	100	73.32	26.68
		share in column	25.43	25.72	24.67
4	difficult tasks, making decisions of limited scope (university degree)	number of obs.	10828	9093	1735
		share in row	100	83.98	16.02
		share in column	14.8	17.14	8.62
5	very difficult tasks, making decisions of broader scope (university degree)	number of obs.	8211	7465	746
		share in row	100	90.91	9.09
		share in column	11.22	14.07	3.71
6	upper management tasks, non-pay-scale (not subject to collective contracts)	number of obs.	10797	9985	812
		share in row	100	92.48	7.52
		share in column	14.76	18.82	4.03
total		number of obs.	73174	53045	20129
		share in row	100	72.49	27.51
		share in column	100	100	100

Table 3 informs about average nominal gross hourly wages for male and female workers and the differences between them. Average wages are 14.94 Euros for blue-collar workers and 23.41 Euros for white-collar workers. Male blue-collar (white-collar) workers earn on average 2.16 (5.31) Euros more than female blue-collar (white-collar) workers. The gender differences are highly significant in a two-sample t-test.

**Table 3: Mean wages and gender differences**

(A) blue-collar workers				
	obs	mean	std. err.	std. dev.
male	41094	15.35	0.0090	1.8284
female	9628	13.19	0.0132	1.2993
combined	50722	14.94	0.0086	1.9362
difference		2.16	0.0197	

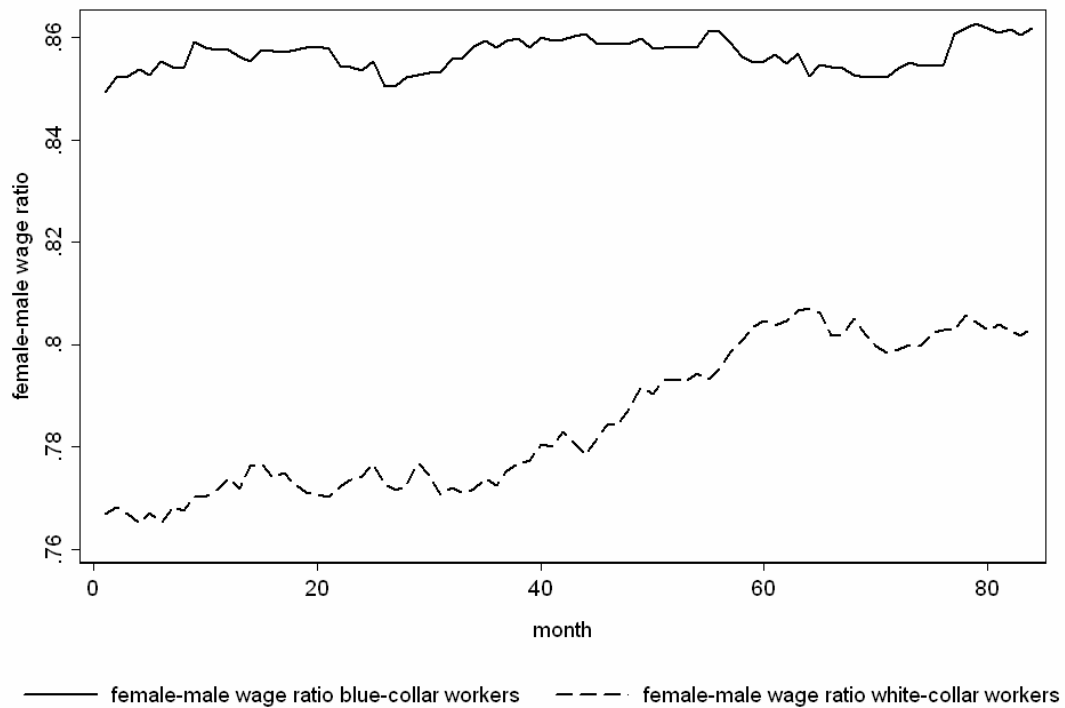
  

(B) white-collar workers				
	obs	mean	std. err.	std. dev.
male	53045	24.87	0.0305	7.0297
female	20129	19.56	0.0323	4.5790
combined	73174	23.41	0.0254	6.8717
difference		5.31	0.0534	

Notes: Mean gross hourly wages in Euros. Gender differences are significant at the 1%-level in a two-sample *t*-test.

The female-male wage ratios are depicted in Figure 3. Female blue-collar workers earn on average between 14 and 15 percent less than male blue-collar workers. While the GWG is quite stable over time for blue-collar workers, the female-male wage ratio is increasing for white-collar workers from 77 percent in 1999 to 80 percent in 2005.

Further information on the characteristics of male and female blue-collar and white-collar workers are summarised in Table 4. Men have on average longer tenure than women. While male blue-collar workers are on average younger than female blue-collar workers when they enter the firm, the opposite is found for white-collar workers. Men have on average more schooling than women. For example, 40 percent of male but only 23 percent of female white-collar workers have a university degree. The statistically and economically significant differences between average male and female worker characteristics make it necessary to control for these variables in wage regressions. A complete list of the variables used in regression analyses and detailed descriptive statistics can be found in Tables A.1 and A.2 in the Appendix.



**Figure 3: Trends in female-male wage ratio**

**Table 4: Composition of the workforce and gender differences**

	(A) blue-collar workers		
	male	female	M-F
tenure in years	15.2288	14.3348	0.8940
entry age in years	26.8965	28.3568	-1.4603
apprenticeship dummy	0.7777	0.4901	0.2876
contractual working hours	151.5719	147.4104	4.1615
number of observations	41094	9628	
	(B) white-collar workers		
	male	female	M-F
tenure in years	14.3583	12.4003	1.9580
entry age in years	29.0581	26.5259	2.5322
lower school degree dummy	0.4909	0.4682	0.0227
high school degree dummy	0.1090	0.3062	-0.1972
university degree dummy	0.4001	0.2255	0.1745
contractual working hours	156.7344	138.1199	18.6145
number of observations	53045	20129	

Note: All gender differences are significant at the 1%-level in a two-sample *t*-test.

## 5.3 Econometric Analyses

### 5.3.1 Gender Wage Gap

We estimate log-linear earnings functions with random effects GLS (generalized least squares) models and heteroskedasticity robust standard errors to exploit the panel character of our data set.<sup>1</sup> The dependent variable is the logarithm of hourly gross wages in Euros in a given month. Female and month dummies are the only explanatory variables in our first specification. The results in column 2 of Tables 5 and 6, respectively, indicate a highly significant GWG of approximately 15 percent for blue-collar workers and 26 percent for white-collar workers. Including additional variables to control for tenure, entry age, schooling, and working hours reduces the GWG to approximately 12 percent for blue-collar as well as for white-collar workers (see Pfeifer 2008 for a discussion on the impact of the different control variables). After additionally controlling for hierarchical levels, the GWG is still significant but reduced to less than 4 percent for blue-collar workers and 8 percent for white-collar workers.

---

<sup>1</sup> The Breusch and Pagan Lagrange multiplier test shows that the random effects model is more appropriate than OLS, because the null hypothesis that the variance of the random effects equals zero is rejected at high significance levels in all estimates. In the subsequent regression tables we also provide information on  $\sigma_v$ ,  $\sigma_e$ , and  $\rho$ .  $\sigma_v$  and  $\sigma_e$  are larger than zero in all estimates so that the random effects model uses information available from the between and the within estimator. As  $\sigma_v > \sigma_e$ ,  $\rho > 0.5$ , and our results are closer to the fixed effects model than the between effects model and OLS. Even though the implicit assumption that random effects are not correlated with the independent variables might not hold, we cannot implement a within estimator because our central variables (gender, entry age, education) do not vary over time.

**Table 5: Estimates of the gender wage gap for blue-collar workers**

	blue-collar workers		
female (dummy)	-0.1471*** [0.0073]	-0.1288*** [0.0073]	-0.0353*** [0.0058]
tenure (years)		0.0155*** [0.0004]	0.0101*** [0.0003]
tenure squared / 100		-0.0528*** [0.0014]	-0.0452*** [0.0012]
tenure cubed / 1000		0.0058*** [0.0002]	0.0058*** [0.0002]
entry age (years)		-0.0073*** [0.0020]	-0.0037** [0.0015]
entry age squared / 100		0.0114*** [0.0031]	0.0060*** [0.0023]
apprenticeship degree (dummy)		0.0602*** [0.0068]	0.0147*** [0.0049]
monthly working hours		0.0013*** [0.0001]	0.0013*** [0.0001]
monthly working hours squared / 100		-0.0006*** [0.0001]	-0.0007*** [0.0001]
level 2 (dummy)			0.0206*** [0.0013]
level 3 (dummy)			0.0359*** [0.0024]
level 4 (dummy)			0.0815*** [0.0027]
level 5 (dummy)			0.1849*** [0.0032]
level 6 (dummy)			0.2394*** [0.0037]
level 7 (dummy)			0.3043*** [0.0043]
month constant	yes 2.5882*** [0.0042]	yes 2.5169*** [0.0354]	yes 2.4182*** [0.0265]
$\sigma_v$	0.0916	0.0827	0.0576
$\sigma_\varepsilon$	0.0279	0.0268	0.0235
$\rho$	0.9152	0.9051	0.8568
observations	50722	50722	50722
individuals	786	786	786
R-squared (overall)	0.3810	0.4907	0.7458

Notes: Random effects GLS estimates for log hourly wage. Heteroskedasticity robust standard errors in brackets. \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%.

**Table 6: Estimates of the gender wage gap for white-collar workers**

	white-collar workers		
female (dummy)	-0.2592*** [0.0142]	-0.1306*** [0.0102]	-0.0819*** [0.0064]
tenure (years)		0.0396*** [0.0005]	0.0290*** [0.0004]
tenure squared / 100		-0.1269*** [0.0020]	-0.0944*** [0.0017]
tenure cubed / 1000		0.0128*** [0.0003]	0.0096*** [0.0003]
entry age (years)		0.0378*** [0.0029]	0.0120*** [0.0013]
entry age squared / 100		-0.0278*** [0.0041]	-0.0006 [0.0019]
high school degree (dummy)		0.0283** [0.0141]	0.0126 [0.0089]
university degree (dummy)		0.1971*** [0.0108]	0.1141*** [0.0068]
monthly working hours		0.0002 [0.0001]	0.0010*** [0.0001]
monthly working hours squared / 100		0.0000 [0.0000]	-0.0004*** [0.0000]
level 2 (dummy)			0.0977*** [0.0017]
level 3 (dummy)			0.1769*** [0.0023]
level 4 (dummy)			0.2521*** [0.0028]
level 5 (dummy)			0.3183*** [0.0032]
level 6 (dummy)			0.3800*** [0.0038]
month	yes	yes	yes
constant	3.0066*** [0.0084]	1.8118*** [0.0486]	2.2082*** [0.0238]
$\sigma_v$	0.2384	0.1605	0.0986
$\sigma_\varepsilon$	0.0460	0.0407	0.0353
$\rho$	0.9641	0.9395	0.8863
observations	73174	73174	73174
individuals	1250	1250	1250
R-squared (overall)	0.1769	0.4351	0.7451

Notes: Random effects GLS estimates for log hourly wage. Heteroskedasticity robust standard errors in brackets. \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%.



Although the inclusion of tenure, entry age, schooling, and working hours reflects the importance to control for differences in worker characteristics between men and women, the results for hierarchical levels need a short discussion. After levels are included in the estimates female wages remain lower than male wages, but the GWG is noticeably reduced. This finding indicates that females self-select into jobs at lower levels and/or the firm selects them less often to higher levels (Lazear/Rosen 1990, Winter-Ebmer/Zweimüller 1997, Pfeifer 2007). It is consistent with results from previous studies, which report that segregation of men and women in different occupations accounts for a large part of the GWG (e. g., Meyersson Milgrom/Petersen/Snartland 2001, Datta Gupta/Rothstein 2005, Dohmen/Lehmann/Zaiceva 2008). As different jobs of females and males might already reflect discrimination, the total GWG might be underestimated if the estimates control for jobs (e. g., Gunderson 1989, Kidd/Shannon 1996, Barnet-Verzat/Wolff 2008). We have to keep this in mind when using specifications with hierarchical levels in the subsequent estimates.

### 5.3.2 Decomposition of the GWG

In this section, we use the decomposition method introduced by Oaxaca (1973), which decomposes the wage differential in two components. The first component comprises differences in the explanatory variables (explained effect), and the second measures the effect of a different treatment of men and women with otherwise equal characteristics (unexplained effect). We choose the men as reference group for weighting differences in individual characteristics. This implies the assumption that without discrimination women would receive the same wages as men. The decomposition equation then results as follows:

$$\overline{\ln(w_M)} - \overline{\ln(w_F)} = \underbrace{(\overline{X'_M} - \overline{X'_F})\hat{\beta}_M}_{\text{explained differential}} + \underbrace{(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_F)\overline{X'_F}}_{\text{unexplained differential}}$$

$\overline{\ln(w_M)}$  is the average log male wage and  $\overline{\ln(w_F)}$  is the average log female wage.  $\overline{X'_M}$  and  $\overline{X'_F}$  are row vectors of the means of individual characteristics for each gender.  $\hat{\beta}_M$  and  $\hat{\beta}_F$  are the column vectors of the estimated coefficients. Oaxaca (1973) refers to the unexplained part of the differential as discrimination. Interpreting the results, however, one must have in mind that parts of the wage differential, which are not explained by individual

characteristics, are not necessarily due to discrimination. Differences in unobserved characteristics between men and women might be of importance (Achatz/Gartner/Glück 2005). Tables 7 and 8 show the estimates for blue-collar and white-collar workers, respectively.

**Table 7: Estimates by gender for blue-collar workers**

	male	female	male	female
tenure (years)	0.0165*** [0.0005]	0.0112*** [0.0010]	0.0162*** [0.0004]	0.0114*** [0.0009]
tenure squared / 100	-0.0524*** [0.0015]	-0.0673*** [0.0041]	-0.0515*** [0.0015]	-0.0686*** [0.0041]
tenure cubic / 1000	0.0054*** [0.0002]	0.0113*** [0.0008]	0.0054*** [0.0002]	0.0115*** [0.0008]
entry age (years)	-0.0076*** [0.0024]	-0.0031 [0.0033]	-0.0070*** [0.0023]	-0.0029 [0.0028]
entry age squared / 100	0.0113*** [0.0038]	0.0042 [0.0050]	0.0105*** [0.0035]	0.0043 [0.0043]
apprenticeship (dummy)	0.0728*** [0.0079]	0.011 [0.0118]	0.0656*** [0.0075]	0.0099 [0.0099]
monthly working hours	0.0010*** [0.0002]	0.0015*** [0.0002]	0.0011*** [0.0002]	0.0014*** [0.0002]
monthly working hours squared / 100	-0.0005*** [0.0001]	-0.0008*** [0.0001]	-0.0005*** [0.0001]	-0.0007*** [0.0001]
level 4-7, skilled workers (dummy)			0.0391*** [0.0013]	0.0524*** [0.0018]
month	yes	yes	yes	yes
constant	2.5090*** [0.0426]	2.4060*** [0.0543]	2.4684*** [0.0407]	2.4000*** [0.0456]
$\sigma_v$	0.0827	0.0763	0.0783	0.0647
$\sigma_\varepsilon$	0.0270	0.0250	0.0266	0.0246
$\rho$	0.9041	0.9032	0.8964	0.8734
observations	41094	9628	41094	9628
individuals	632	154	632	154
R-squared (overall)	0.3853	0.3102	0.4280	0.4193

Notes: Random effects GLS estimates for log hourly wage. Heteroskedasticity robust standard errors in brackets. \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%.

**Table 8: Estimates by gender for white-collar workers**

	male	female	male	female
tenure (years)	0.0411*** [0.0006]	0.0356*** [0.0009]	0.0299*** [0.0005]	0.0270*** [0.0006]
tenure squared / 100	-0.1281*** [0.0022]	-0.1252*** [0.0046]	-0.0957*** [0.0019]	-0.0946*** [0.0037]
tenure cubic / 1000	0.0129*** [0.0004]	0.0132*** [0.0008]	0.0096*** [0.0003]	0.0105*** [0.0007]
entry age (years)	0.0450*** [0.0022]	0.0201*** [0.0047]	0.0161*** [0.0017]	0.0041** [0.0018]
entry age squared / 100	-0.0345*** [0.0029]	-0.0126* [0.0069]	-0,0037 [0.0023]	0,0032 [0.0027]
high school (dummy)	0,0113 [0.0191]	0.0342* [0.0186]	0,0059 [0.0137]	0,0081 [0.0081]
university (dummy)	0.1869*** [0.0117]	0.2280*** [0.0207]	0.1114*** [0.0084]	0.1170*** [0.0098]
monthly working hours	0.0030*** [0.0006]	0,0000 [0.0001]	0.0043*** [0.0004]	0.0003*** [0.0001]
monthly working hours squared / 100	-0.0009*** [0.0002]	0,0001 [0.0001]	-0.0016*** [0.0001]	-0.0001*** [0.0001]
level 2 (dummy)			0.1041*** [0.0023]	0.0898*** [0.0023]
level 3 (dummy)			0.1790*** [0.0030]	0.1777*** [0.0036]
level 4 (dummy)			0.2506*** [0.0033]	0.2710*** [0.0055]
level 5 (dummy)			0.3115*** [0.0037]	0.3682*** [0.0066]
level 6 (dummy)			0.3855*** [0.0043]	0.3816*** [0.0081]
month	yes	yes	yes	yes
constant	1.4383*** [0.0579]	2.0606*** [0.0735]	1.8717*** [0.0431]	2.3580*** [0.0288]
$\sigma_v$	0.1545	0.1520	0.1069	0.0637
$\sigma_e$	0.0405	0.0409	0.0351	0.0349
$\rho$	0.9356	0.9326	0.9025	0.7695
observations	53045	20129	53045	20129
individuals	887	363	887	363
R-squared (overall)	0.373	0.3222	0.6878	0.7807

Notes: Random effects GLS estimates for log hourly wage. Heteroskedasticity robust standard errors in brackets. \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%.

The rates of return to tenure are higher for men in both groups, while for entry age this holds only for white-collar workers. One reason might be that tenure as a proxy for firm-specific human capital is more important for blue-collar workers especially in this firm, which is very specialized and uses a unique production technology. As administrative work typically requires rather general qualifications, a higher entry age as a proxy for general human capital acquired in previous employment is advantageous for white-collar but not for blue-collar workers. Apprenticeship training increases wages of male blue-collar workers by 7.8 percent, while we find no significant effect for females. This could be explained by the fact that almost 50 percent of women among blue-collar workers in our sample have completed apprenticeship training but only 27 percent work at hierarchical levels requiring this degree. Note, that more than 98 percent of men work at levels requiring apprenticeship training, but only 78 percent have a degree. Conversely, the rates of return to high school and university degrees among white-collar workers are larger for females. Moreover, we find no hint to a wage penalty for working fewer hours for blue-collar women, which might reflect a selection of women into jobs suitable for part-time work. In case of white-collar workers, the number of working hours has no effect on women's wages, whereas we find a positive effect for men.

The results of the decomposition support these findings. The number of monthly working hours has almost no influence on the size of the GWG for blue-collar workers. For white collar-workers the differences in the coefficients contribute with about 22 percent to the GWG.<sup>2</sup> We find no significant effect of entry age on the GWG for blue-collar workers whether we control for hierarchical levels or not.<sup>3</sup> In case of white-collar workers both effects, explained and unexplained, are highly significant. The explained effect, however, is rather small compared with the unexplained effect. This also holds after controlling for hierarchical levels, even if the effects decrease. One reason might be that men and women have different employment histories when entering the firm, with more gaps in female employment histories due to family responsibilities. In line with this argument, entry age would be a stronger signal with regard to general human capital acquisition for men than

---

<sup>2</sup> Results of the detailed decomposition are available on request from the author.

<sup>3</sup> As there are no men working at level 1 and no women working at level 6 and 7 among blue-collar workers, we generate a dummy variable that equals 1 if the individual is located at level 4 to 7 and 0 otherwise.

for women. Corcoran and Duncan (1979) find that a different work history contributes with 28 percent to the GWG in the Panel Study of Income Dynamics (PSID) data.

The coefficients for tenure, entry age, and university degree decrease considerably after controlling for hierarchical levels, which shows the high correlation of these variables. At the same time, the coefficient for monthly working hours increases for both, men and women, and the explained differential becomes significant in the decomposition equation. Differences in mean characteristics have a highly significant influence on the GWG at all levels. We find a slight advantage for women at level 2, while from level 3 upwards there is an advantage for men, which increases with levels. Differences in level coefficients do not contribute to the size of the GWG. This finding supports the inferences from the previous section about the importance of segregation in explaining wage differentials between men and women and is in line with results from other studies (e. g., Malkiel/Malkiel 1973, Baldwin/Butler/Johnson 2001, Dohmen/Lehmann/Zaiceva 2008). One reason might be that women are less often selected into higher levels by the firm, reflecting differences in mean characteristics of men and women or discriminating behaviour of the employer. Second, women might self-select into lower levels than men due to different preferences with regard to career perspectives.

Table 9 summarises the decomposition results. The explained differential contributes with only 1.9 percent to the GWG for blue-collar workers. Consequently, 87 percent of the total GWG is not explained by differences in individual characteristics. For white-collar workers about 13.8 and 17.5 percent of the GWG, respectively, can be attributed to differences in mean characteristics. As expected from the previous results the part of the GWG due to discrimination decreases substantially when controlling for hierarchical levels.

**Table 9: Summary of decomposition results (as percent)**

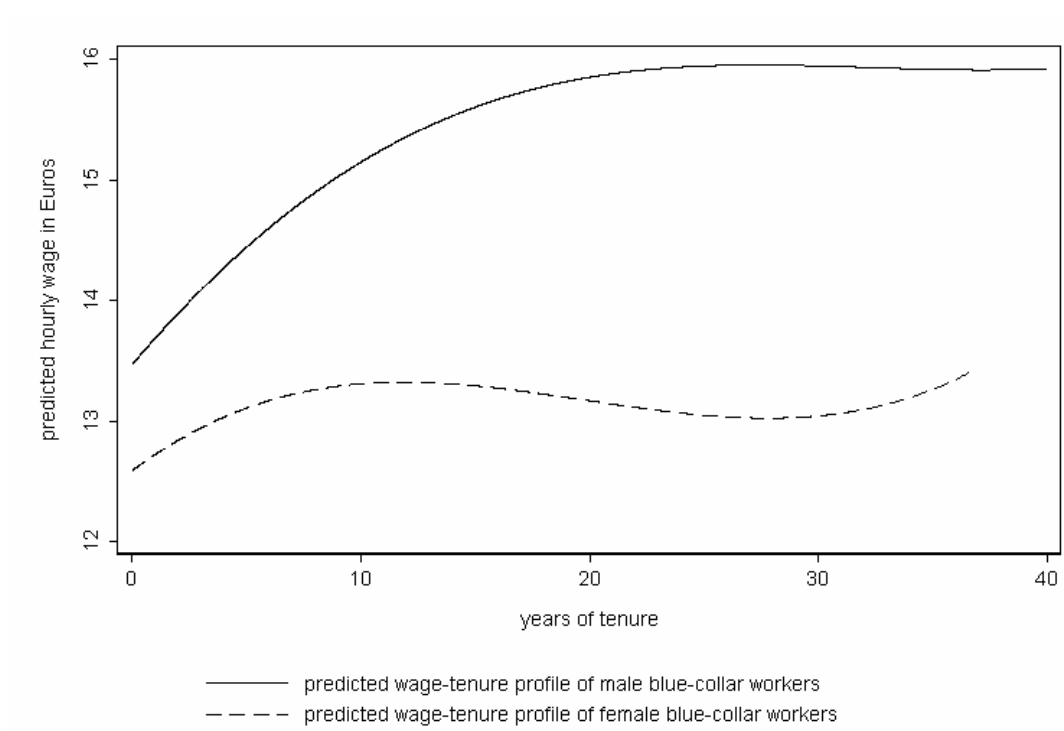
	blue-collar workers	blue-collar workers with hierarchical levels	white-collar workers	white-collar workers with hierarchical levels
raw differential (R)	15.0	15.1	25.3	24.4
explained differential (E)	1.9	4.9	13.8	17.5
unexplained differential (U)	13.1	10.2	11.6	6.9
explained as % total (E/R)	12.7	32.4	54.3	71.7
unexplained as % total (U/R)	87.3	67.6	45.7	28.3

### 5.3.3 Wage Careers and Evolution of the GWG

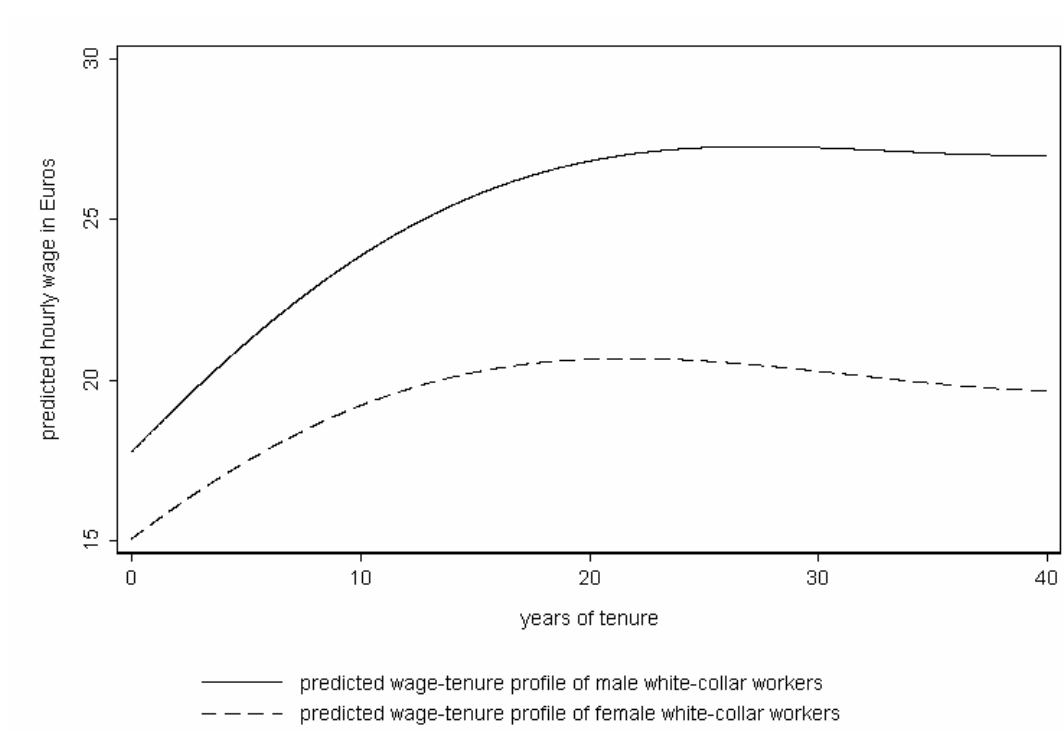
The coefficients of tenure, squared tenure, and cubed tenure<sup>4</sup> from the previous estimates in Section 3.2 are used to predict the wage-tenure profiles in Figures 4 and 5, in which entry wages are predicted at tenure of zero and means of all other covariates. Male blue-collar workers start on average with a predicted wage of 13.5 Euros and female blue-collar workers with wages below 13 Euros. Male white-collar workers on average also start with higher wages (18 Euros) than females (15 Euros). The lower gender gap in entry wages among blue-collar workers might be explained by differences in entry age (see Table 4 in Section 5.2), which is a proxy for acquired general human capital and positively correlated with wages – at least for white-collar workers (see previous estimates). Female blue-collar workers are on average 1.5 years older than males when entering the firm, whereas female white-collar workers are on average 2.5 years younger than males. Except for female blue-collar workers, the wage-tenure profiles are quite steep until 20 years of tenure for the different groups of employees. Overall, the wage-tenure profiles are steeper for white-collar than for blue-collar workers, which might be explained by deferred compensation schemes that are less important in production jobs (Lazear 1979). The absolute wage differentials between males and females increase with tenure because males have larger absolute wage growths.

---

<sup>4</sup> Higher order terms of tenure were not significant and did not change the predicted wage profiles.



**Figure 4: Predicted wage-tenure profile for male and female blue-collar workers**



**Figure 5: Predicted wage-tenure profile for male and female white-collar workers**

To analyse the evolution of the relative GWG over tenure, earnings functions are estimated with interaction terms of the female dummy with tenure, squared tenure, and cubed tenure (see Table 10). For an easier interpretation of the results, Figure 6 plots the predicted GWG conditional on tenure. The relative wage gap of female blue-collar workers is about minus 7 percent in their early career and decreasing with tenure. After 10 years the GWG is about minus 12 percent and the GWG reaches its minimum with nearly minus 18 percent after 26 years of tenure. Among white-collar workers the GWG in the early career is about minus 15 percent and, thus, twice as large as for blue-collar workers. The evolution of the GWG is also quite different, because it continuously increases to approximately minus 9 percent after 30 years of tenure. We estimated additional specifications which control for hierarchical levels (see Table 10). Although the GWGs are smaller (see Section 5.3.1), the evolution of the GWGs is quite similar (see Figure 7).<sup>5</sup>

The reduction of the GWG among white-collar workers is in line with predictions from statistical discrimination and employer learning (Altonji/Pierret 2001). Because the firm has more uncertainty about females' than males' individual productivity, the firm pays lower starting wages to females. If the firm learns at the individual level that women are not less productive than males, it will adjust wages and, hence, the GWG will be reduced. This would imply that the GWG must disappear over time. Individuals, however, tend to use information which confirms their stereotypes and ignore such information which does not fit into their expectations (Bielby/Baron 1986). As a change of stereotypes occurs in the long run, this could explain the persistence of the GWG contrary to different experience.

---

<sup>5</sup> Since the general GWG has been reduced over the last decades and women with more tenure have entered the labour market earlier, cohort effects might play an important role. However, our results proved to be robust after controlling for the year of birth or age instead of entry age. Additionally, we estimated fixed effects models (interaction female and tenure but no female dummy) that produced the same results as the interaction terms in the random effects models.



**Table 10: Gender wage gap and tenure**

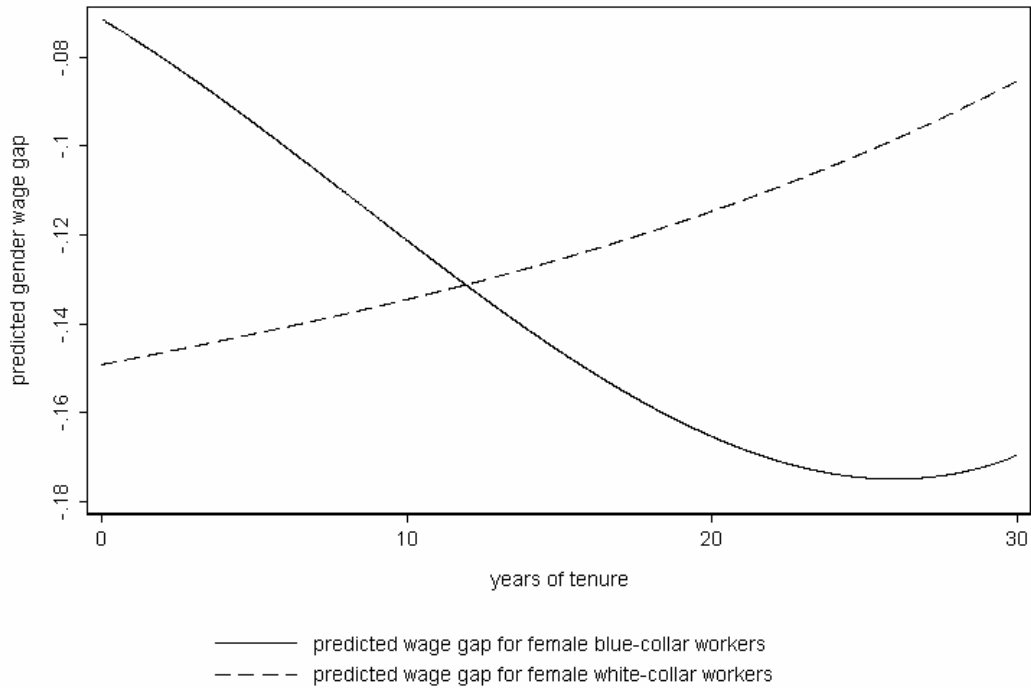
	without control for levels		with control for levels	
	blue-collar	white-collar	blue-collar	white-collar
female (dummy)	-0.0714*** [0.0089]	-0.1492*** [0.0111]	0.0117 [0.0081]	-0.0942*** [0.0071]
interaction female * tenure	-0.0041*** [0.0007]	0.0013 [0.0008]	-0.0033*** [0.0006]	0.0009 [0.0007]
interaction female * squared tenure	-0.0144*** [0.0042]	0.0005 [0.0051]	-0.0076** [0.0038]	-0.0014 [0.0042]
interaction female * cubed tenure	0.0057*** [0.0008]	0.0007 [0.0009]	0.0033*** [0.0008]	0.0012 [0.0008]
tenure (years)	0.0164*** [0.0004]	0.0393*** [0.0006]	0.0107*** [0.0003]	0.0289*** [0.0004]
tenure squared / 100	-0.0523*** [0.0015]	-0.1276*** [0.0022]	-0.0446*** [0.0013]	-0.0950*** [0.0019]
tenure cubed / 1000	0.0054*** [0.0002]	0.0128*** [0.0004]	0.0054*** [0.0002]	0.0096*** [0.0003]
levels	No	No	Yes	Yes
$\sigma_v$	0.0822	0.1599	0.0575	0.0982
$\sigma_\varepsilon$	0.0266	0.0407	0.0234	0.0353
$\rho$	0.9051	0.9392	0.8574	0.8858
observations	50722	73174	50722	73174
individuals	786	1250	786	1250
R-squared (overall)	0.4978	0.4331	0.7453	0.7442

Notes: Random effects GLS estimates for log hourly wage. Heteroskedasticity robust standard errors in brackets. \* significant at 10%; \*\* significant at 5%; \*\*\* significant at 1%. Earnings functions control for entry age, squared entry age, schooling, working hours, squared working hours, and month.

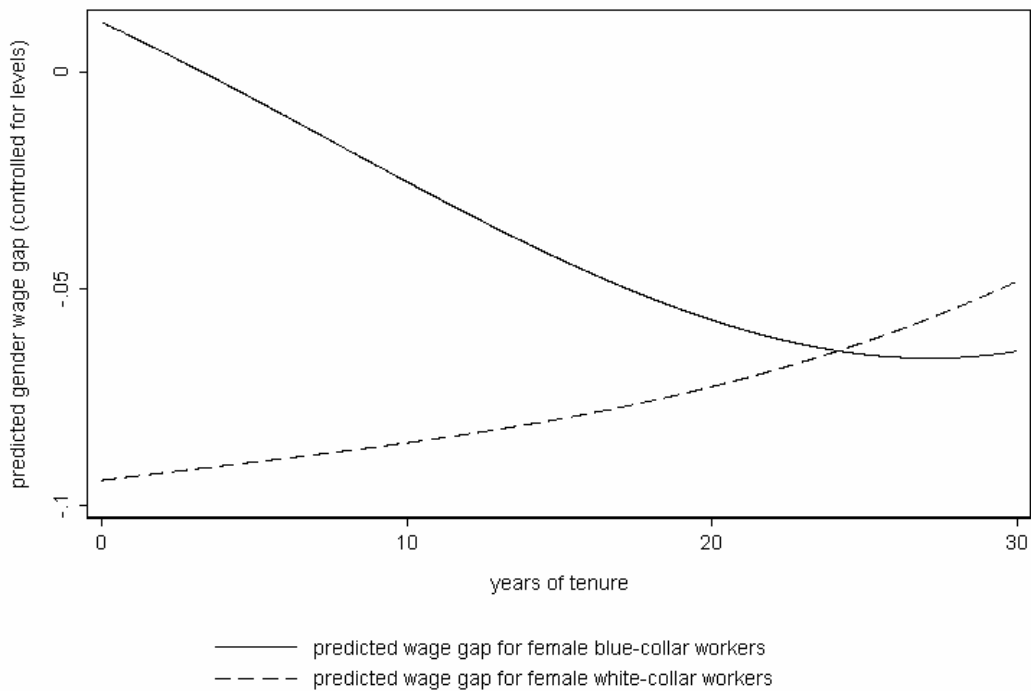
The story of statistical discrimination does not seem to make sense for blue-collar workers, because the GWG gets larger with tenure. An explanation for this finding in a world of statistical discrimination could be the ‘self-fulfilling prophecy’ concept (Bielby/Baron 1986, Farmer/Terrell 1996). If a firm expects women to be less productive than men, it will spend fewer resources to train female workers and, consequently, women will be less productive than men in the long-run.<sup>6</sup> The early career disadvantage should be persistent and lead to an increasing GWG, because the career opportunities for women are worse than for their male colleagues. This might also explain why female blue-collar workers are stuck to

<sup>6</sup> Consistent with this, Fahr and Sunde (2009) report evidence for Germany that women are less likely than men to participate in formal training after finishing apprenticeship.

lower hierarchical levels (for a discussion of lower promotion probabilities of females see Pfeifer, 2007).



**Figure 6: Predicted gender wage gaps**



**Figure 7: Predicted gender wage gaps with control for hierarchical levels**

## 5.4 Conclusion

Our analyses of one firm's personnel data have shown three important components for the explanation of the GWG. First, age at entry in the firm as a proxy for general human capital accounts for a large part of the GWG among white-collar workers, while for blue-collar workers we find no significant effect. Second, our findings support results from other research on the impact of segregation of men and women into different hierarchical levels on the GWG. Interpretation remains difficult, as this might reflect discrimination by the employer as well as self-selection of women into lower hierarchical levels due to different preferences.

Third, with increasing tenure the GWG decreases for white-collar workers but increases for blue-collar workers. Both developments fit into theories of statistical discrimination. As the explanations are somewhat different – employer learning vs. investments in human capital – and we analyse the workforce of a single company, the different treatment of blue-collar and white-collar workers needs to be discussed. Considering employer learning, the firm might find it easier to observe the productivity in production work (blue-collar) than in administrative work (white-collar). Therefore, we suppose it is more likely that investments in human capital in the 'self-fulfilling prophecy' concept can explain the differences. Administrative work typically requires more general than firm-specific qualifications, whereas it is the opposite way around in production work. The type of skills has implications for cost coverage of training (Becker 1975) and, consequently, on training decisions. The firm is more likely to invest in specific skills of workers, who have a higher expected productivity, who are likely to provide more working hours, and who are likely to have higher employment stability. Therefore, the firm will rather invest in male than female blue-collar workers. Female white-collar workers, however, can largely decide on their own if they invest in human capital because skills are mostly general and, consequently, the firm will not cover the training costs anyway.

## Appendix

**Table A.1: Descriptive statistics blue-collar workers**

	obs	mean	std. dev.	min	max
hourly gross wage (Euros)	50722	14.94	1.9362	8.8765	33.5824
log wage	50722	2.6957	0.1286	2.1834	3.5140
female (dummy)	50722	0.1898	0.3922	0.0000	1.0000
tenure (years)	50722	15.0591	9.1817	0.0658	49.1096
tenure squared / 100	50722	3.1108	3.2535	0.0000	24.1175
tenure cubed / 1000	50722	7.5076	11.5804	0.0000	118.4401
entry age (years)	50722	27.1737	7.4866	13.7041	55.5315
entry age squared / 100	50722	7.9446	4.6050	1.8780	30.8375
apprenticeship degree (dummy)	50722	0.7231	0.4475	0.0000	1.0000
monthly working hours	50722	150.7820	6.7302	43.5000	174.0000
monthly working hours squared /100	50722	227.8050	17.3817	18.9225	302.7600
level 1 (dummy)	50722	0.0874	0.2824	0.0000	1.0000
level 2 (dummy)	50722	0.0638	0.2445	0.0000	1.0000
level 3 (dummy)	50722	0.0997	0.2996	0.0000	1.0000
level 4 (dummy)	50722	0.4055	0.4910	0.0000	1.0000
level 5 (dummy)	50722	0.1869	0.3899	0.0000	1.0000
level 6 (dummy)	50722	0.1114	0.3147	0.0000	1.0000
level 7 (dummy)	50722	0.0452	0.2078	0.0000	1.0000

Note: Monthly observations of 786 individuals.

**Table A.2: Descriptive statistics white-collar workers**

	obs	mean	std. dev.	min	max
hourly gross wage (Euros)	73174	23.41	6.8717	8.7356	83.3333
log wage	73174	3.1153	0.2710	2.1674	4.4228
female (dummy)	73174	0.2751	0.4466	0.0000	1.0000
tenure (years)	73174	13.8197	9.5887	0.0055	48.2000
tenure squared / 100	73174	2.8293	3.2501	0.0000	23.2324
tenure cubed / 1000	73174	6.8592	11.2046	0.0000	111.9802
entry age (years)	73174	28.3615	7.3982	13.7041	62.2575
entry age squared / 100	73174	8.5911	4.6121	1.8780	38.7600
lower school degree (dummy)	73174	0.4847	0.4998	0.0000	1.0000
high school degree (dummy)	73174	0.1632	0.3696	0.0000	1.0000
university degree (dummy)	73174	0.3521	0.4776	0.0000	1.0000
monthly working hours	73174	151.6139	19.5006	17.3200	174.3000
monthly working hours squared /100	73174	233.6703	50.5451	2.9998	303.8049
level 1 (dummy)	73174	0.1029	0.3038	0.0000	1.0000
level 2 (dummy)	73174	0.2351	0.4241	0.0000	1.0000
level 3 (dummy)	73174	0.2543	0.4355	0.0000	1.0000
level 4 (dummy)	73174	0.1480	0.3551	0.0000	1.0000
level 5 (dummy)	73174	0.1122	0.3156	0.0000	1.0000
level 6 (dummy)	73174	0.1476	0.3547	0.0000	1.0000

Note: Monthly observations of 1,250 individuals. Lower school degrees refer to “Hauptschule” and “Realschule”, whereas high school degree is equivalent to “Abitur”.

## **IV Ausblick**

Die verschiedenen Analysen in dieser Dissertation kommen zu einigen wichtigen Ergebnissen. Sie unterliegen jedoch gewissen Einschränkungen, auf die zum Teil bereits hingewiesen wurde und auf die im Folgenden noch einmal ergänzend eingegangen werden soll.

In den Kapiteln 1 und 2 wird der Frage nachgegangen, inwieweit die Gerechtigkeitsbewertung verschiedener unternehmerischer Entscheidungen von den sie auslösenden Faktoren und den damit verbundenen personalwirtschaftlichen Konsequenzen abhängt. Insbesondere Reziprozitätsnormen scheinen einen starken Einfluss auf das Gerechtigkeitsurteil der Befragten zu haben. Nachteile werden eher akzeptiert, wenn sie mit einer aus Sicht der davon betroffenen Arbeitnehmer angemessenen Kompensation verbunden sind. Zu berücksichtigen ist hier, dass sich die Beurteilung hypothetischer Szenarien durch unbeteiligte Beobachter von der Bewertung durch von einer zumindest vergleichbaren Situation Betroffene unterscheiden könnte. Dieser Einwand gilt besonders im Hinblick auf die Studierendenbefragung in Kapitel 1, während in Kapitel 2 ein repräsentativer Querschnitt der erwerbsfähigen Bevölkerung befragt wurde. Für die Validität der Ergebnisse spricht, dass verschiedene Studien gezeigt haben, dass sich das Antwortverhalten Studierender nicht wesentlich von dem anderer Bevölkerungsgruppen unterscheidet (Konow 2003).

Weitere wichtige Fragestellungen ergeben sich aus den wirtschaftlichen Rahmenbedingungen, unter denen eine Abflachung von Hierarchien bzw. betriebsbedingte Entlassungen erfolgen. Zudem kann aufgrund des Querschnittsdesigns der genutzten Datensätze nicht untersucht werden, inwiefern veränderte Beschäftigungsbeziehungen zu einer Anpassung von Gerechtigkeitseinstellungen führen (Struck et al. 2006: 144). Diese sind im Zeitablauf zwar eher stabil, dennoch kann vermutet werden, dass es im Umfeld einer sich verändernden Arbeitswelt zu einer entsprechenden Anpassung der Gerechtigkeitsvorstellungen kommt, die auch aus geänderten Inhalten des impliziten Vertrages zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer resultiert. Paneldaten könnten entsprechende Studien ermöglichen. Auch die Bedeutung des institutionellen Rahmens für die Gerechtigkeitsbewertung unternehmerischer Entscheidungen könnte hier untersucht werden.

Vor dem Hintergrund, dass die Tarifbindung der Unternehmen in den letzten Jahren stark zurückgegangen ist, gehen die Kapitel 3 und 4 dem Einfluss des Lohnsetzungsregimes auf die Lohnhöhe und die Lohnverteilung nach. Es zeigt sich, dass die Lohnstreuung in allen Lohnsetzungsregimen zugenommen hat, in Unternehmen, die einen Flächentarifvertrag anwenden, aber weiterhin am geringsten ist. Gleichzeitig müssen Beschäftigte unter Haus- und tarifverträgen und ohne Tarifbindung in 2006 gegenüber 2001 Lohnabschläge hinnehmen, während die Durchschnittslöhne bei Anwendung von Flächentarifverträgen weiter angestiegen sind. Diese Entwicklung könnte zu der deutlichen Abnahme der Flächentarifbindung beigetragen haben.

Hier ist einschränkend festzustellen, dass auf Basis der genutzten Querschnittsdaten nicht für unbeobachtete Heterogenität kontrolliert werden kann. Zudem kann deshalb auch nicht geklärt werden, inwieweit die Beschäftigung in den verschiedenen Lohnsetzungsregimen möglicherweise den Präferenzen der Arbeitnehmer entspricht. Entsprechende Analysen beinhaltet zwar die Studie von Gürtzgen (2007), allerdings kann sie die Selbstselektion nur über Wechsler erfassen, die im Vergleich zur Gesamtzahl der Beobachtungen nur einen geringen Anteil ausmachen, so dass hier noch weiterer Forschungsbedarf besteht.

Weitere wichtige Fragestellungen ergeben sich im Hinblick auf den Einfluss des Lohnsetzungsregimes auf die Erwerbsneigung von Frauen. Die Ergebnisse in Kapitel 4 deuten darauf hin, dass die abnehmende Tarifbindung insbesondere Frauen trifft, die sich zunehmend in Unternehmen ohne Tarifbindung wiederfinden, obwohl gerade sie von einer Beschäftigung in tarifgebundenen Unternehmen zu profitieren scheinen. Da Frauen sich zudem häufiger am unteren Ende der Lohnverteilung finden, sind sie auch stärker von der mit dem Rückgang der Tarifbindung verbundenen Verringerung der Durchschnittslöhne betroffen. Diese Entwicklung könnte ihre Erwerbsneigung negativ beeinflussen, wobei eine stärkere Nutzung des Erwerbspersonenpotenzials von Frauen angesichts des demographischen Wandels dringend notwendig ist. Auch hier stellt sich jedoch die Frage, ob nicht zumindest ein Teil des zwischen 2001 und 2006 beobachteten Anstiegs des Anteils der Frauen, die ohne Tarifbindung beschäftigt sind, ihren Präferenzen entspricht. Denkbar wäre zudem auch, dass die Ausweitung des tarifungebundenen Bereichs eine Beschäftigung gering qualifizierter Frauen erst ermöglicht hat.

Das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial ist auch Gegenstand der Analysen in Kapitel 5, wofür Personaldaten aus der Firmenzentrale eines großen Unternehmens in Panelform zur Verfügung standen. Diese sind zwar nicht repräsentativ, haben aber den Vorteil, dass von einer größeren Homogenität der Belegschaft eines einzelnen Unternehmens verglichen mit den Beschäftigten ganzer Wirtschaftsbereiche ausgegangen werden kann, wodurch sich die Problematik unbeobachteter Heterogenität in der ökonometrischen Analyse deutlich verringert. Zudem stehen die Ergebnisse durchaus im Einklang mit Ergebnissen aus Untersuchungen mit verbundenen Arbeitgeber-Arbeitnehmer-Datensätzen. Ein großer Teil der Lohnlücke zwischen den Geschlechtern kann durch die – insbesondere bei den Arbeitern starke – Segregation von Frauen und Männern in die Hierarchiestufen des Unternehmens erklärt werden, wobei ein besonders hoher Anteil der Frauen in unteren Stufen zu finden ist, während sie in den obersten Hierarchieebenen fast keine Rolle spielen. Welche Gründe dahinter stehen, kann bisher empirisch nicht wirklich geklärt werden, da keine Informationen darüber vorliegen, ob eine Beschäftigung auf den unteren Ebenen des Unternehmens möglicherweise zum Teil auch den Präferenzen von Frauen entspricht und insofern kein Beleg für Diskriminierung ist.

Weitere wichtige Fragestellungen ergeben sich daraus, dass das beobachtete Unternehmen einen Flächentarifvertrag anwendet, was – wie die Ergebnisse in Kapitel 4 gezeigt haben – Einfluss auf das Ausmaß des geschlechtsspezifischen Lohndifferenzials hat. Interessant wäre in diesem Zusammenhang, die Ergebnisse mit Daten aus einem vergleichbaren Unternehmen ohne Tarifbindung zu vergleichen. Allerdings dürfte es in Deutschland nicht einfach sein, überhaupt ein solches Unternehmen zu finden, da die meisten großen Unternehmen nach wie vor einen Tarifvertrag anwenden.

## Literaturverzeichnis

- Abbink, K., Irlenbusch, B., Renner, E. (2000): The Moonlighting Game: An Experimental Study on Reciprocity and Retribution. *Journal of Economic Behavior & Organization* 42 (2): 265-277.
- Abowd, J.M., Kramarz, F., Margolis, D.N., Troske, K.R. (2001): The Relative Importance of Employer and Employee Effects on Compensation: A Comparison of France and the United States. *Journal of the Japanese and International Economies* 15 (4): 419-436.
- Achatz, J., Gartner, H., Glück, T. (2005): Bonus oder Bias? Mechanismen geschlechtsspezifischer Entlohnung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 57 (3): 466-493.
- Adams, J.S. (1965): Inequity in Social Exchange. In: Berkowitz, L. (Ed.): *Advances in Experimental Social Psychology* 2, New York, London: 267-299.
- Aigner, G.J., Cain, G.G. (1977): Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets. *Industrial and Labor Relations Review* 30 (2): 175-187.
- Akerlof, G.A. (1982): Labor Contracts as Partial Gift Exchange. *The Quarterly Journal of Economics* 97 (4): 543-569.
- Akerlof, G.A., Yellen, J.L. (1990): The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment. *Quarterly Journal of Economics* 105 (2): 255-283.
- Alchian, A.A., Demsetz, H. (1972): Production, Information Costs, and Economic Organization. *American Economic Review* 62 (5): 777-795.
- Altonji, J.G., Blank, R.M. (1999): Race and Gender in the Labor Market. In: Ashenfelter, O., Card, D.E. (Ed.): *Handbook of Labor Economics* 3C: 3143-3259.
- Altonji, J.G., Pierret, C.R. (2001): Employer Learning and Statistical Discrimination. *Quarterly Journal of Economics* 116 (1): 313-350.
- Alves, W.M., Rossi, P.H. (1978): Who should get what? Fairness judgments of the distribution of earnings. *American Journal of Sociology* 84 (3): 541-564.
- Anger, C., Schmidt, J. (2008): Gender Wage Gap und Familienpolitik. *IW-Trends* 2/2008, Köln.
- Antonczyk, D., Fitzenberger, B., Leuschner, U. (2009): Can a Task-Based Approach Explain the Recent Changes in the German Wage Structure? *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 229 (2-3): 214-238.
- Autor, D.H., Katz, L.F., Kearney, M.S. (2006): The Polarization of the U.S. Labor Market. *American Economic Review* 96 (2), Paper and Proceedings: 189-194.
- Autor, D.H., Katz, L.F., Kearney, M.S. (2008): Trends in U.S. Wage Inequality: Revising the Revisionists. *Review of Economics and Statistics* 90 (2): 300-323.



- Autor, D.H., Levy, F., Murnane, R.J. (2003): The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration. *Quarterly Journal of Economics* 118 (4): 1279-1333.
- Babcock, L., Loewenstein, G., Issacharoff, S., Camerer, C. (1995): Biased judgements of fairness in bargaining. *American Economic Review* 85 (5): 1337-1343.
- Baldwin, M.L., Butler, R.J., Johnson, W.G. (2001): A Hierarchical Theory of Occupational Segregation and Wage Discrimination. *Economic Inquiry* 39 (1): 94-110.
- Barnet-Verzat, C., Wolff, F.-C. (2008): Gender Wage Gap and the Glass Ceiling Effect: A Firm-Level Investigation. *International Journal of Manpower* 29 (5-6): 486-502.
- Baron, J. N., Kreps, D.M. (1999): *Strategic Human Resources: Frameworks for General Managers*, New York etc.
- Bauer, T.K., Bender, S. (2004): Technological change, organizational change and job turnover. In: *Labour Economics* 11 (3): 265-291.
- Beblo, M., Wolf, E. (2003): Sind es die Erwerbsunterbrechungen? Ein Erklärungsbeitrag zum Lohnunterschied zwischen Frauen und Männern in Deutschland. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 36 (4): 560-572.
- Beck, M., Opp, K.-D. (2001): Der faktorielle Survey und die Messung von Normen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53 (2): 283-306.
- Becker, G.S. (1971): *The Economics of Discrimination*, 2<sup>nd</sup> Edition, Chicago.
- Becker, G.S. (1975): *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 2<sup>nd</sup> Edition, New York et al.
- Becker, G.S. (1993): *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 3<sup>rd</sup> Edition, Chicago, London.
- Berthold, N., Brischke, M., Stettes, O. (2003): Betriebliche Bündnisse für Arbeit – Gratwanderung zwischen Tarifbruch und Tariftreue. *Ordo* 54: 175-193.
- Bertschek, I., Kaiser, U. (2002): IKT-Einsatz, Arbeitsplatzreorganisation und Produktivität: Empirische Evidenz für unternehmensnahe Dienstleister. In: Bellmann, L., Kölling, A. (Hrsg.): *Betrieblicher Wandel und Fachkräftebedarf*. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 257, Nürnberg, S. 85-97.
- Bewley, T.F. (1999): *Why wages don't fall during a recession*, Cambridge, Mass.
- Bielby, W.T., Baron, J.N. (1986): Men and Women at Work: Sex Segregation and Statistical Discrimination. *The American Journal of Sociology* 91 (4): 759-799.
- Binder, N. (2007): *Zwischen Selbstselektion und Diskriminierung – Eine empirische Analyse von Frauenbenachteiligung am deutschen Arbeitsmarkt anhand alternativer Indikatoren unter besonderer Berücksichtigung der Berufswahl*. Sozialwissenschaftliche Schriften, Heft 43, Berlin.
- Black, S.E., Spitz-Oener, A. (2007): Explaining Women's Success: Technological Change and the Skill Content of Women's Work. *IZA Discussion Paper* 2803, Bonn.

- Blau, F.D., Ferber, M.A. and Winkler, A.E. (2006): *The Economics of Women, Men, and Work*, 5<sup>th</sup> Edition, Upper Saddle River, NJ.
- Blau, F.D., Kahn, L.M. (1996): Wage Structure and Gender Earnings Differentials: an International Comparison. *Economica* 63 (250): S29-S62.
- Blau, F.D., Kahn, L.M. (2000): Gender Differences in Pay. *Journal of Economic Perspectives* 14 (4): 75-99.
- Blau, F.D., Kahn, L.M. (2003): Understanding International Differences in the Gender Pay Gap. *Journal of Labor Economics* 21 (1): 106-144.
- Börsch-Supan, A., Wilke, C.B. (2009): Zur mittel- und langfristigen Entwicklung der Erwerbstätigkeit in Deutschland. *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung* 42 (1): 29-48.
- Brockner, J., DeWitt, R., Grover, S., Reed, T. (1990): When it is Especially Important to Explain Why: Factors Affecting the Relationship between Managers' Explanations of a Layoff and Survivors' Reactions to the Layoff. *Journal of Experimental Social Psychology* 26 (5): 389-407.
- Brockner, J., Greenberg, J. (1990): The Impact of Layoffs on Survivors: An Organizational Justice Perspective. In: Carroll, J.S. (Ed.): *Applied social psychology and organizational settings*, Hillsdale: 45-75.
- Brockner, J., Grover, S., Reed, T., DeWitt, R., O'Malley, M. (1987): Survivors' reactions to layoffs: we get by with a little help for our friends. *Administrative Science Quarterly* 32: 526-541.
- Brockner, J., Tyler, T.R., Cooper-Schneider, R. (1992): The Influence of Prior Commitment to an Institution on Reactions to Perceived Unfairness: The Higher They Are, the Harder They Fall. *Administrative Science Quarterly* 37: 241-261.
- Bronars, S.G., Famulari, M. (1997): Wage, Tenure, and Wage Growth Variation within and across Establishments. *Journal of Labor Economics* 15 (2): 285-317.
- Bronars, S.G., Famulari, M., Bingley, P., Westergaard-Nielsen, N. (1999): Employer Wage Differentials in the United States and Denmark. In: Haltiwanger, J.C., Lane, J.I., Spletzer, J.R., Theeuwes, J.J.M., Troske, K.R. (Eds.): *The Creation and Analysis of Matched Data*, Amsterdam: 205-229.
- Cain, G.G. (1986): The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey. In: Ashenfelter, O., Card, D.E. (Ed.): *Handbook of Labor Economics* 1: 693-785.
- Calvo, G.A. (1987): The Economics of Supervision. In: Nalbantian, H.R. (Ed.): *Incentives, Cooperation, and Risk Sharing*, Totowa, N.J.: 87-103.
- Calvo, G.A., Wellisz, S. (1979): Hierarchy, Ability, and Income Distribution. *Journal of Political Economy* 87 (5): 991-1010.
- Charness, G. (2000): Responsibility and Effort in an Experimental Labor Market. *Journal of Economic Behavior and Organization* 42 (3): 375-384.
- Charness, G., Levine, D.I. (2000): When are Layoffs Acceptable? Evidence from a Quasi-Experiment. *Industrial and Labor Relations Review* 53 (3): 381-400.

- Charness, G., Levine, D.I. (2002): Changes in the Employment Contract? Evidence from a Quasi-Experiment. *Journal of Economic Behavior und Organization* 47 (4): 391-405.
- Coase, Ronald H. (1937): The Nature of the Firm. In: *Economica*, Vol. 4 (16): 386-405.
- Corcoran, M., Duncan, G.J. (1979): Work History, Labor Force Attachment, and Earnings Differences between Races and Sexes. *Journal of Human Resources* 14 (1): 3-20.
- Datta Gupta, N., Rothstein, D.S. (2005): The Impact of Worker and Establishment Characteristics on Male-Female Wage Differentials: Evidence from Danish Matched Employee-Employer Data. *Labour* 19 (1): 1-34.
- Dohmen, T., Lehmann, H., Zaiceva, A. (2008): The Gender Earnings Gap inside a Russian Firm: First Evidence from Personnel Data – 1997 to 2002. *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung* 41 (2-3): 157-180.
- Dresch, A., Kaukewitsch, P. (1993): Methode und Organisation der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1990. *Wirtschaft und Statistik* 12/1993: 879-887.
- Dustmann, C., Ludsteck, J., Schönberg, U. (2009): Revisiting the German Wage Structure. *Quarterly Journal of Economics* 124 (2): 843-881.
- Eckel, C.C., Grossman, P.J. (1996): The Relative Price of Fairness: Gender Differences in a Punishment Game. *Journal of Economic Behavior und Organization* 30 (2): 143-158.
- Elvira, M.M., Saporta, I. (2001): How Does Collective Bargaining Affect the Gender Pay Gap? *Work and Occupations* 28 (4): 469-490.
- Engelstad, F. (1997): Needs and Social Justice: The Criterion of Needs when Exempting Employees from Layoff. *Social Justice Research* 10 (2): 203-223.
- Fahr, R., Sunde, U. (2009): Gender Differentials in Skill Use and Skill Formation in the Aftermath of Vocational Training. *Applied Economics Letters* 16 (7-9), 885-890.
- Farmer, A., Terrell, D. (1996): Discrimination, Bayesian Updating of Employer Beliefs, and Human Capital Accumulation. *Economic Inquiry* 34 (2): 204-219.
- Fehr, E., Falk, A. (2002): Psychological Foundations of Incentives. *European Economic Review* 46 (4): 687-724.
- Fehr, E., Kirchler, E., Weichbold, A., Gächter, S. (1998): When Social Norms Overpower Competition: Gift-Exchange in Experimental Labor Markets. *Journal of Labor Economics* 16 (2): 324-351.
- Fehr, E., Kirchsteiger, G., Riedl, A. (1993): Does Fairness Prevent Market Clearing? An Experimental Investigation. *Quarterly Journal of Economics* 108 (2): 437-459.
- Felgueroso, F., Pérez-Villadóniga, M. J., Prieto-Rodríguez, J. (2008): The Effect of the Collective Bargaining Level on the Gender Wage Gap: Evidence from Spain. *The Manchester School* 76 (3): 301-319.
- Fitzenberger, B. (1999): *Wages and Employment Across Skill Groups: An Analysis for West Germany*. Heidelberg.
- Fitzenberger, B., Kohn, K, Lembcke, A.C. (2008): Union Density and Varieties of Coverage: The Anatomy

- of Union Wage Effects in Germany. *IZA Discussion Paper* 3356, Bonn.
- Frank, R.H. (1984): Are Workers Paid their Marginal Products? *American Economic Review* 74 (4): 549-571.
- Frank, R.H. (2004): *What Price the Moral High Ground?* Princeton, Oxford.
- Frank-Bosch, B. (2003): Verdienststrukturen in Deutschland – Methode und Ergebnisse der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 2001. *Wirtschaft und Statistik* 12/2003: 1137-1151.
- Franz, W., Pfeiffer, F. (2003): Zur ökonomischen Rationalität von Lohnrigiditäten aus der Sicht von Unternehmen. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223 (1): 23-57.
- Freeman, R.B. (1980a): The Exit-Voice Tradeoff in the Labor Market: Unionism, Job Tenure, Quits, and Separations. *Quarterly Journal of Economics* 94 (4): 643-673.
- Freeman, R.B. (1980b): Unionism and the Dispersion of Wages. *Industrial and Labor Relations Review* 34 (1): 3-23.
- Freeman, R.B. (1982): Union Wage Practices and Wage Dispersion within Establishments. *Industrial and Labor Relations Review* 36 (4) 3-21.
- Freeman, R.B., Lazear, E.P. (1995): An Economic Analysis of Works Councils. In: Rogers, J., Streek, W. (Eds.): *Works Councils*, Chicago, London: 27-50.
- Freeman, R.B., Medoff, J. (1984): *What Do Unions Do?* New York.
- Fuchs, J., Söhnlein, D., Weber, B. (2008): Demographic Effects on the German Labour Supply: A Decomposition Analysis. *IAB Discussion Paper* 31/2008, Nürnberg.
- Gartner, H., Rässler, S. (2005): Analyzing the Changing Gender Wage Gap based on Multiply Imputed Right Censored Wages. *IAB Discussion Paper* 5/2005, Nürnberg.
- Gerlach, K., Levine, D.I., Stephan, G., Struck, O. (2008): Fairness and the Employment Contract: North American Regions versus Germany. *Cambridge Journal of Economics* 32 (3): 421-440.
- Gerlach, K., Stephan, G. (2002): Tarifverträge und Lohnstruktur in Niedersachsen: Ein Blick zurück: Die Gehalts- und Lohnstrukturerhebungen 1990 und 1995. *Statistische Monatshefte Niedersachsen* 10/2002: 543-552.
- Gerlach, K., Stephan, G. (2006a): Bargaining Regimes and Wage Dispersion. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 226 (6): 629-645.
- Gerlach, K., Stephan, G. (2006b): Tarifverträge und betriebliche Entlohnungsstrukturen. In: Clemens, C., Heinemann, M., Soretz, S. (Hrsg.): *Auf allen Märkten zu Hause – Gedenkschrift für Franz Haslinger*, Marburg: 123-143.
- Gernandt, J., Pfeiffer, F. (2007): Rising Wage Inequality in Germany. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 227 (4): 358-380.
- Goos, M., Manning, A. (2007): Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain. *Review of Economics and Statistics* 89 (1): 118-133.

- Greenberg, J. (1987): Reactions to Procedural Injustice in Payment Distributions: Do the Means Justify the Ends? *Journal of Applied Psychology* 72 (1): 55-61.
- Greenberg, J. (1995): *The Quest for Justice on the Job: Essays and Experiments*, Thousand Oaks, London, New Dehli.
- Grund, C. (2005): The Wage Policy of Firms: Comparative Evidence for the US and Germany from Personnel Data. *International Journal of Human Resource Management* 16 (1): 104-119.
- Gunderson, M. (1989): Male-Female Wage Differentials and Policy Responses. *Journal of Economic Literature* 27 (1): 46-72.
- Gürtzgen, N. (2007): The Effect of Firm- and Industry-Level Contracts on Wages – Evidence from Longitudinal Linked Employer-Employee Data. *ZEW Discussion Paper* 06-082 [rev.], Mannheim.
- Gürtzgen, N. (2009): Rent-Sharing and Collective Bargaining Coverage – Evidence from Linked Employer-Employee Data. *Scandinavian Journal of Economics* 111 (2): 323-349.
- Heinze, A., Wolf, E. (2006): Gender Earnings-Gap in German Firms: The Impact of Firm Characteristics and Institutions. *ZEW Discussion Paper* 06-020, Mannheim.
- Hinz, T., Gartner, H. (2005): Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern in Branchen, Berufen und Betrieben. *IAB Discussion Paper* 4/2005, Nürnberg.
- Homans, G.C. (1961): *Social Behavior: Its Elementary Forms*, New York.
- Höptner, B. (2009): Verdienste in Niedersachsen. *Statistische Monatshefte Niedersachsen* 63 (2): 71-72.
- Huber, P.J. (1967): The Behavior of Maximum Likelihood Estimates Under Non-Standard Conditions. In: *Proceedings of the Fifth Berkely Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, Berkely, CA: 221-233.
- 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.
- Hunt, J. (2002): The Transition in East Germany: When Is a Ten-Point Fall in the Gender Wage Gap Bad News? *Journal of Labor Economics* 20 (1): 148-169.
- Ichino, A., Moretti, E. (2009): Biological Gender Differences, Absenteeism and the Earning Gap. *American Economic Journal* 1 (1): 183-218.
- Jasso, G. (2006): Factorial-Survey Methods for Studying Beliefs and Judgments. *Sociological Methods and Research* 34 (3): 334-423.
- Jasso, G., Rossi, P.H. (1977): Distributive Justice and Earned Income. *American Sociological Review* 42 (4): 639-651.
- Jirjahn, U., Stephan, G. (2004): Gender, Piece Rates and Wages: Evidence from Matched Employer-Employee Data. *Cambridge Journal of Economics* 28 (5): 683-704.

- Kahneman, D., Knetsch, J.L., Thaler, R. (1986): Fairness as a Constraint on Profit Seeking: Entitlements in the Market. *American Economic Review* 76 (4): 728-741.
- Kanter, R.M. (1977): *Men and Women of the Corporation*, New York.
- Kaukewitsch, P. (1998): Ergebnisse der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1996 für 1995. *Wirtschaft und Statistik* 1/1998: 46-59.
- Kidd, M.P., Shannon, M. (1996): Does the Level of Occupational Aggregation Affect Estimates of the Gender Wage Gap? *Industrial and Labor Relations Review* 49 (2): 317-329.
- Kieselbach, T. (1998): Die Verantwortung von Organisationen bei Personalentlassungen: Berufliche Transitionen unter einer Gerechtigkeitsperspektive. In: Blickle, G. (Hrsg.): *Ethik in Organisationen: Konzepte, Befunde, Praxisbeispiele*, Göttingen: 234-250.
- Knight, F.H. (1921): *Risk, Uncertainty and Profit*, Boston, New York.
- Kohaut, S., Ellguth, P. (2008): Branchentarifvertrag – Neu gegründete Unternehmen sind seltener tarifgebunden. *IAB-Kurzbericht* 16/2008, Nürnberg.
- Kohn, K. (2006): Rising Wage Dispersion, After All! The German Wage Structure at the Turn of the Century. *IZA Discussion Paper* 2098, Bonn.
- Konow, J. (1996): A Positive Theory of Economic Fairness. *Journal of Economic Behavior and Organization* 31 (1): 13-35.
- Konow, J. (2000): Fair Shares: Accountability and Cognitive Dissonance in Allocation Decisions. *American Economic Review* 90 (4): 1072-1091.
- Konow, J. (2001): Fair and Square: The Four Sides of Distributive Justice. *Journal of Economic Behavior and Organization* 46 (2): 137-164.
- Konow, J. (2003): Which is the Fairest One of All? A Positive Analysis of Justice Theories. *Journal of Economic Literature* 41 (4): 1188-1239.
- Konow, J. (2005): Blind Spots: The Effects of Information and Stakes on Fairness Bias and Dispersion. *Social Justice Research* 18 (4): 349-390.
- Kräkel, M. (1997): Rent-seeking in Organisationen – eine ökonomische Analyse sozial schädlichen Verhaltens. *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 49 (6): 535-553.
- Kramarz, F., Lollivier, S., Pelé, L.-P. (1996): Wage Inequalities and Firm-Specific Compensation Policies in France. *Annales d'Économie et de Statistique* 41/42: 2369-2386.
- Krogh, G. von / Kameny, M. (2002): Leap before you Layoff: Look for Creative Alternatives. *European Management Journal* 20 (6): 664-670.
- Lazear, E.P. (1979): Why is there Mandatory Retirement? *Journal of Political Economy* 87 (6): 1261-1284.
- Lazear, E.P., Rosen, S. (1981): Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts. *Journal of Political Economy* 89 (5): 841-864.

- Lazear, E.P., Rosen, S. (1990): Male-Female Wage Differentials in Job Ladders. *Journal of Labor Economics* 8 (1): S106-S123.
- Lengfeld, H. (2003): *Mitbestimmung und Gerechtigkeit: Zur moralischen Grundstruktur betrieblicher Verhandlungen*, München, Mering.
- Lengfeld, H., Liebig, S. (2003): Arbeitsbeziehungen und Gerechtigkeit. Stand und Perspektiven der empirischen Forschung. *Industrielle Beziehungen* 10 (4): 472-490.
- Lengfeld, H., Liebig, S., Sydow, J. (Hrsg.) (2003): Industrielle Beziehungen im Spannungsfeld zwischen ökonomischer Effizienz und sozialer Gerechtigkeit. *Industrielle Beziehungen* 10 (4), (Schwerpunkt-heft).
- Leventhal, G.S. (1980): What Should Be Done with Equity Theory? New Approaches to the Study of Fairness in Social Relationship. In: Gergen, G.S., Greenberg, M.S., Willis, R.H. (Hrsg.): *Social Exchange, Advances in Theory and Research*, New York, London: 27-55.
- Levine, D.I., Belman, D., Charness, G., Groshen, E.L., O'Shaughnessy, K.C. (2002): *How New Is the "New Employment Contract"?* Kalamazoo.
- Lindbeck, A., Snower, D.J. (1999): Multi-Task Learning and the Reorganization of Work: From Tayloristic to Holistic Organization. *IZA Discussion Paper* 39, Bonn.
- Lindbeck, A., Snower, D.J. (2000a): The Division of Labor and the Market for Organizations. *IZA Discussion Paper* 119, Bonn.
- Lindbeck, A., Snower, D.J. (2000b): Multi-Task Learning and the Reorganization of Work: From Tayloristic to Holistic Organization. *Journal of Labor Economics* 18 (3): 353-376.
- Malkiel, B.G., Malkiel, J.A. (1973): Male-Female Pay Differentials in Professional Employment. *American Economic Review* 63 (4): 693-705.
- Marr, R., Steiner, K., Schloderer, F. (1998): *Folgewirkungen von Personalabbau. Ergebnisse einer Unternehmensbefragung des Instituts für Personal- und Organisationsforschung vom März 1998*, Universität der Bundeswehr, München.
- Massa-Wirth, H., Seifert, H. (2004): Betriebliche Bündnisse für Arbeit nur mit begrenzter Reichweite? *WSI Mitteilungen* 57: 246-254.
- Mauer, A., Seifert, H. (2001): Betriebliche Beschäftigungs- und Wettbewerbsbündnisse – Strategie für Krisenbetriebe oder neue regelungspolitische Normalität? *WSI Mitteilungen* 54: 490-500.
- Meyersson Milgrom, E.M., Petersen, T., Snartland, V. (2001): Equal Pay for Equal Work? Evidence from Sweden and a Comparison with Norway and the U.S. *Scandinavian Journal of Economics* 103 (4): 559-583.
- Milgrom, P., Roberts, J. (1992): *Economics, Organization and Management*, Englewood Cliffs.
- Neumark, D. (1999): Wage Differentials by Race and Sex: The Roles of Taste Discrimination and Labor Market Information. *Industrial Relations* 38 (3): 414-445.

- Oaxaca, R.L. (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 14 (3): 693-709.
- Osterman, P. (1979): Sex Discrimination in Professional Employment: A Case Study. *Industrial and Labor Relations Review* 32 (4): 451-464.
- Petersen, T., Snartland, V., Meyersson Milgrom, E.M. (2007): Are Female Workers less Productive than Male Workers? *Research in Social Stratification and Mobility* 25 (1): 13-37.
- Pfeifer, C. (2004): Fairness und Kündigungen: Eine theoretische und empirische Analyse. *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung* 37 (2): 127-145.
- Pfeifer, C. (2006): Die Akzeptanz des Kündigungsschutzes – Empirische Evidenz aus einer repräsentativen Telefonumfrage. *Industrielle Beziehungen* 13 (2): 132-149.
- Pfeifer, C. (2007): Determinants of Promotions in an Internal Labour Market: Testing Implications from Tournament Theory and Efficient Allocation. *Paper presented at the 22nd Congress of the European Economic Association*.
- Pfeifer, C. (2008): An Empirical Note on Wages in an Internal Labour Market. *Economics Letters* 99 (3): 570-573.
- Pfeifer, C., Sohr, T. (2008): Eine multivariate Szenarienanalyse zur Gerechtigkeitswahrnehmung betriebsbedingter Kündigungen. *Schmollers Jahrbuch* 128 (3): 381-404.
- Pfeifer, C., Sohr, T. (2009): Analysing the Gender Wage Gap (GWG) Using Personnel Records. *Labour* 23 (2): 257-282.
- Promberger, M., Rosdächer, J., Seifert, H., Trinczek, R. (1996): Akzeptanzprobleme beschäftigungssichernder Arbeitszeitverkürzungen – empirische Evidenz zweier Beschäftigtenbefragungen bei der Volkswagen AG und der Ruhrkohle AG. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 29 (2): 203-218.
- Rabin, M. (2002): A Perspective on Psychology and Economics. *European Economic Review* 46 (4-5): 657-685.
- Ransom, M., Oaxaca, R.L. (2005): Intrafirm Mobility and Sex Differences in Pay. *Industrial and Labor Relations Review* 58 (2): 219-237.
- Rossi, P.H., Anderson, A.B. (1982): The Factorial Survey Approach: An Introduction. In: Rossi, P.H., Nock, S.L. (Eds.): *Measuring Social Judgments: The Factorial Survey Approach*, Beverly Hills, London, New Dehli: 15-67.
- Rousseau, D.M, Anton, R.J. (1988): Fairness and Implied Contract Obligations in Job Terminations: A Policy-Capturing Study. *Human Performance* 1 (4): 273-289.
- Rousseau, D.M. (1995): *Psychological Contracts in Organizations. Understanding Written and Unwritten Agreements*, Thousand Oaks, London, New Dehli.



- Sachverständigenrat für die Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2007): *Jahresgutachten 2007/08 – "Das Erreichte nicht verspielen"*, Wiesbaden.
- Sadowski, D. (2002): *Personalökonomie und Arbeitspolitik*, Stuttgart.
- Sadowski, D., Backes-Gellner, U., Frick, B. (1995): Works Councils: Barriers or Boosts for the Competitiveness of German Firms? *British Journal of Industrial Relations* 33 (3): 493-513.
- Sap, J. (1993): Bargaining Power and Wages: A Game Theoretic Model of Gender Differences in Union Wage Bargaining. *Labour Economics* 1 (1): 25-48.
- Schnabel, C., Wagner, J. (2008). The Aging of the Unions in West Germany, 1980-2006. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 228 (5-6): 497-511.
- Schreyögg, G., Conrad, P. (Hrsg.) (2004): *Managementforschung 14: Gerechtigkeit und Management*, Wiesbaden.
- Seifert, H. (2000): Betriebliche Bündnisse für Arbeit – Ein neuer beschäftigungspolitischer Ansatz. *WSI-Mitteilungen* 53: 437-443.
- Seifert, M., Pawlowsky, P. (1998): Innerbetriebliches Vertrauen als Verbreitungsgrenze atypischer Beschäftigungsformen. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 31 (3): 599-611.
- Siegel, S., Castellan, N.J. (1988): *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences*, 2<sup>nd</sup> Edition, New York etc.
- Snowder, D.J. (1999): Causes of Changing Earnings Inequality. *IZA Discussion Paper* 29, Bonn.
- Sohr, T. (2005): Wenn die Karriereleiter wegbricht: Fairness und der Abbau von Hierarchieebenen. *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung* 38 (1): 68-86.
- Sohr, T., Stephan, G. (2005): Warum schwimmen Frauen stromaufwärts? Zur Entwicklung des geschlechtsspezifischen Lohndifferenzials. In: Bellmann, L., Hübler, O., Meyer, W., Stephan, G. (Hrsg.): *Institutionen, Löhne und Beschäftigung*, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 294, Nürnberg: 65-79.
- Statistische Berichte Niedersachsen N I/S-j/90: *Arbeiter- und Angestelltenverdienste in der gewerblichen Wirtschaft. Ergebnisse der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1990*, Niedersächsisches Landesamt für Statistik.
- Statistische Berichte Niedersachsen N I/S-j/95: *Arbeiter- und Angestelltenverdienste in der gewerblichen Wirtschaft. Ergebnisse der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1995*, Niedersächsisches Landesamt für Statistik.
- Statistisches Bundesamt (2008): *Verdienststrukturerhebung 2006 – Qualitätsbericht*, Wiesbaden.
- Stephan, G., Gerlach, K. (2003): Firmenlohndifferenziale und Tarifverträge: Eine Mehrebenenanalyse, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 36 (4): 525-538.

- Stephan, G., Gerlach, K. (2005): Wage Settlements and Wage-Setting: Results from a Multi-Level Model. *Applied Economics* 37 (20): 2297-2306.
- Struck, O., Stephan, G., Köhler, C., Krause, A., Pfeifer, C., Sohr, T. (2006): *Arbeit und Gerechtigkeit – Entlassungen und Lohnkürzungen im Gerechtigkeitsurteil der Bevölkerung*, Wiesbaden.
- Teschner, T. (2009a): Der Einfluss der Tarifbindung auf Lohnhöhe und Lohnverteilung. *Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Leibniz Universität Hannover, Diskussionspapier* 431, Hannover.
- Teschner, T. (2009b): Die Bedeutung des Lohnsetzungsregimes für das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial. *Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Leibniz Universität Hannover, Diskussionspapier* 432, Hannover.
- Vogel, T. (2007): Union Wage Compression in a Right-to-Manage Model. *SFB 649 Discussion Paper* 2007-009, Berlin.
- Weiner, B. (1994): Sünde versus Krankheit. Die Entstehung einer Theorie wahrgenommener Verantwortlichkeit. In: Försterling, F., Stiensmeier-Pelster, J. (Hrsg.): *Attributionstheorie: Grundlagen und Anwendung*, Göttingen u. a.: 1-25.
- Weiss, V., Udris, I. (2001): Downsizing und Survivors. Stand der Forschung zum Leben und Überleben in schlanken und fusionierten Organisationen. *Arbeit – Zeitschrift für Arbeitsforschung, Arbeitsgestaltung und Arbeitspolitik* 10 (2): 103-121.
- Winter-Ebmer, R., Zweimüller, J. (1997): Unequal Assignment and Unequal Promotion in Job Ladders. *Journal of Labour Economics* 15 (1): 43-71.
- Wooldridge, J.M (2006): *Introductory Econometrics – A Modern Approach*. 3<sup>rd</sup> Edition, Mason.
- Zwick, T. (2003): Work Councils and the Productivity Impact of Direct Employee Participation. *ZEW Discussion Paper* 03-47, Mannheim.