

Teschner, Tatjana

Working Paper

Der Einfluss des Lohnsetzungsregimes auf das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial

Diskussionsbeitrag, No. 432

Provided in Cooperation with:

School of Economics and Management, University of Hannover

Suggested Citation: Teschner, Tatjana (2009) : Der Einfluss des Lohnsetzungsregimes auf das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial, Diskussionsbeitrag, No. 432, Leibniz Universität Hannover, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Hannover

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/37130>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Der Einfluss des Lohnsetzungsregimes auf das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial

Tatjana Teschner*

Leibniz Universität Hannover

(November 2009)

Zusammenfassung: Der Beitrag untersucht den Einfluss von Flächentarifverträgen und individuellen Lohnvereinbarungen auf das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial und seine Veränderung im Zeitablauf auf Basis der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung – ab 2006: Verdienststrukturerhebung – für Niedersachsen. Insbesondere Frauen scheinen von einer Beschäftigung in Unternehmen, die Tarifverträge anwenden, profitieren zu 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. Daher ist der beobachtete deutliche Rückgang der Tarifbindung besonders für Frauen mit Nachteilen verbunden.

Abstract: This paper investigates the influence of industry-wide collective contracts and individual contracts on the gender wage gap using the Salary and Wage Structure Survey for Lower Saxony, Germany. Women in particular appear to benefit from employment in firms applying industry-wide collective contracts. Thus, in 2006 women under collective bargaining coverage could reach on average a hypothetical wage that is equal to 82 percent of their actual wage if they would work under individual contracts, while men working in establishments applying sectoral collective contracts could get 87 percent of their actual wage then. Therefore, the observed considerable decline of collective bargaining coverage is particularly disadvantageous for women.

JEL-Code: J31, J51, J52

Schlagwörter: Lohnverteilung, Geschlechtsspezifisches Lohndifferenzial, Betriebseffekte auf Löhne, Tarifverträge, Tarifbindung

*Institut für Arbeitsökonomik, Leibniz Universität Hannover, Königsworther Platz 1, 30167 Hannover, <http://www.aoek.uni-hannover.de/>.

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. Dieser Beitrag wurde gefördert mit Forschungsmitteln des Landes Niedersachsen.

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 unbeobachtete 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 et al. 2009, Dustmann et al. 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/ Kahn (1996, 2000, 2003) in einer Anzahl international vergleichender Studien. Sie zeigen, dass 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 et al. (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 (2006) 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 Lohn-

prämie 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 Arbeitgebers als Ungelernte und Arbeiter. Zudem erhalten männliche Arbeitnehmer einen höheren Anteil an den Renten als ihre weiblichen Kollegen. Stephan/ 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/ 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-Villadóuiga/ Prieto-Rodriguez (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 Lohnsetzungsre-

gime 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 2 werden der Datensatz, die relevanten Variablen und die angewandte Methodik beschrieben, gefolgt von den Ergebnissen der empirischen Analyse in Abschnitt 3. Der Beitrag schließt mit einem Fazit in Abschnitt 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 Zensierung 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 in den verschiedenen Lohnsetzungssystemen. Die Methodik orientiert sich an Gerlach/ Stephan (2006a) und Teschner (2009), die jedoch keine Differenzierung nach Geschlecht vornehmen. In Anlehnung an ähnliche Arbeiten von Abowd et al. (2001), Bronars/ Famulari (1997) sowie Bronars et al. (1999) wird für jedes Lohnsetzungsregime und jedes Geschlecht eine Lohnregression mit fixen Betriebseffekten geschätzt:

$$\ln W_{ik} = X_{ik}\beta + \phi_k + u_{ik} \quad (1)$$

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 ϕ_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, S. 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 gezo-

gen 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 et al. 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 Lohnresiduen nach Geschlecht berichtet. Gürtzgen (2006) 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 Lohn-

setzungsregime 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 drei Lohnsetzungssysteme.

3 Empirische Ergebnisse

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 an¹: 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.

¹ 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 ungefähr hier

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 ungefähr hier

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 Betriebszugehö-

rigkeitsdauern 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 durch-

schnittlichen Männerlohnes, bei individueller Lohnvereinbarung kommt es sogar zu einem Rückgang von 80 auf 77 Prozent der Männerlöhne.

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.

- Tabelle 2 ungefähr hier

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 Jahren 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 und somit von diesen Erträgen nicht profitiert (s. Tabelle 1).

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. 7) 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 4.1 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.

3.3 Analysen der Lohnverteilung

In Tabelle 3 werden die gesamte Standardabweichung, die Variationskoeffizienten der log. 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.

- Tabelle 3 ungefähr hier
- Tabelle 4 ungefähr hier
- Tabelle 5 ungefähr hier

Die Streuung 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, Frauen, I und Männer, I sowie Tabelle 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 Männer gibt.

Die einfache Varianzanalyse nach Betrieben (Tabelle 3, II) zeigt, dass die höhere Streuung der Frauenlöhne unter dem Regime mit Flächentarifverträgen in 2006 darauf zurückzuführen ist, dass die zwischenbetriebliche Standardabweichung signifikant höher ist als bei den Männern (Tabelle 3, II und 4, IIa). In allen Jahren ist die zwischenbetriebliche Streuung der Löhne in tarifgebundenen Betrieben bei den Frauen signifikant höher ist als bei den Männern. Gleichzeitig ist die innerbetriebliche Streuung der Frauenlöhne hier signifikant geringer als die der Männerlöhne. Dieses Ergebnis impliziert, dass die Frauenbelegschaft in Unternehmen homogener ist als die Männerbelegschaft.

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 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 aus Abschnitt 3.2 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 der Ergebnisse zu den Arbeitnehmerqualitätsindizes werden zusätzlich die hypothetischen Standardabweichungen für Arbeitnehmer mit denselben Merkmalen mit den Erträgen für das jeweils andere Regime berechnet. 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 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 fak-

tischen 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.

Literaturverzeichnis

- 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, 419-436.
- 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? *ZEW Discussion Paper* 08-132, Mannheim.
- Beblo, M., Wolf, E. (2003). Sind es die Erwerbsunterbrechungen? *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 36, 560-572.
- 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., Kahn, L. M. (1996). Wage Structure and Gender Earnings Differentials: an International Comparison. *Economica* 63, S29-S62.
- Blau, F. D., Kahn, L. M. (2000). Gender Differences in Pay. *Journal of Economic Perspectives* 14, 75-99.
- Blau, F. D., Kahn, L. M. (2003). Understanding International Differences in the Gender Pay Gap. *Journal of Labor Economics* 21, 106-144.
- Börsch-Supan, A., Wilke, C.B. (2009). Zur mittel- und langfristigen Entwicklung der Erwerbstätigkeit in Deutschland. *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung* 42, 29-48.
- Bronars, S.G., Famulari, M. (1997). Wage, Tenure, and Wage Growth Variation within and across Establishments. *Journal of Labor Economics* 15, 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. The Creation and Analysis of Matched Data, 205-229. Amsterdam.
- 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, 843-881.
- Elvira, M.M., Saporta, I. (2001). How Does Collective Bargaining Affect the Gender Pay Gap? *Work and Occupations* 28, 469-490.
- Felgueroso, F., Pérez-Villadóniga, M. J., Prieto-Rodriguez, J. (2008). The Effect of the Collective Bargaining Level on the Gender Wage Gap: Evidence from Spain. *The Manchester School* 76, 301-319.
- Frank-Bosch, B. (2003). Verdienststrukturen in Deutschland – Methode und Ergebnisse der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 2001. *Wirtschaft und Statistik* 12/2003, 1137-1151.
- Freeman, R. (1982). Union Wage Practices and Wage Dispersion within Establishments. *Industrial and Labor Relations Review* 36, 3-21.
- Freeman, R., 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., Stephan, G. (2006a). Bargaining Regimes and Wage Dispersion. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 226, 629-645.
- Gerlach, K., Stephan, G. (2006b). Tarifverträge und betriebliche Entlohnungsstrukturen. In: Clemens, C., Heinemann, M., Soretz, S. *Auf allen Märkten zu Hause – Gedenkschrift für Franz Haslinger*. Marburg.
- Gernandt, J., Pfeiffer, F. (2007). Rising Wage Inequality in Germany. *Jahrbücher für Nationalökonomie und*

Statistik 227, 358-380.

Gürtzgen, N. (2006). The Effect of Firm- and Industry-Level Contracts on Wages – Evidence from Longitudinal Linked Employer-Employee Data. ZEW Discussion Paper 06-082, Mannheim.

Gürtzgen, N. (2009). Rent-Sharing and Collective Bargaining Coverage – Evidence from Linked Employer-Employee Data. Scandinavian Journal of Economics 111, 323-349.

Höptner, B. (2009). Verdienste in Niedersachsen. Statistische Monatshefte Niedersachsen 63, 71-71.

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, 148-169.

Kaukewitsch, P. (1998). Ergebnisse der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1996 für 1995. Wirtschaft und Statistik 1/1998, 46-59.

Kohn, K. (2006). Rising Wage Dispersion, After All! The German Wage Structure at the Turn of the Century. IZA Discussion Paper No. 2098, Bonn.

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.

Sap, J. (1993). Bargaining power and wages. Labour Economics 1, 25-48.

Schnabel, C., Wagner, J. (2008). The Aging of the Unions in West Germany, 1980-2006. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 228, 497-511.

Sohr, T., Stephan, G. (2005). Warum schwimmen Frauen stromaufwärts? Zur Entwicklung des geschlechtsspezifischen Lohndifferenzials. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 294, 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.

tik.

Statistisches Bundesamt (2008). Verdienststrukturerhebung 2006 – Qualitätsbericht. Wiesbaden.

Stephan, G., Gerlach, K. (2003). Firmenlohndifferenziale und Tarifverträge: Eine Mehrebenenanalyse. Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 36, 525-538.

Stephan, G., Gerlach, K. (2005). Wage settlements and wage-setting: results from a multi-level model. Applied Economics 37, 2297-2306.

Teschner, T. (2009). Der Einfluss der Tarifbindung auf Lohnhöhe und Lohnverteilung. Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Leibniz Universität Hannover, Diskussionspapier Nr. 431, Hannover.

Wooldridge, J.M (2006). Introductory Econometrics – A Modern Approach. 3rd Edition, Mason.

Abbildungs- und Tabellenanhang

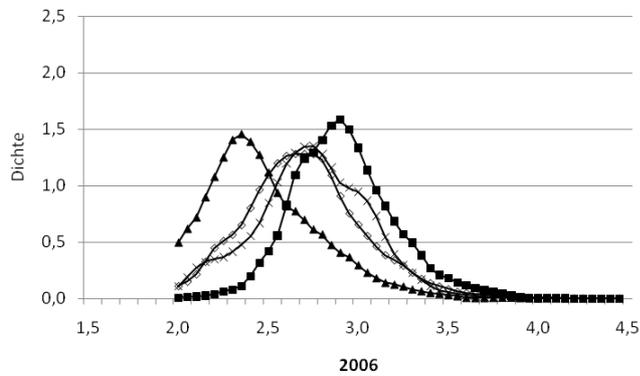
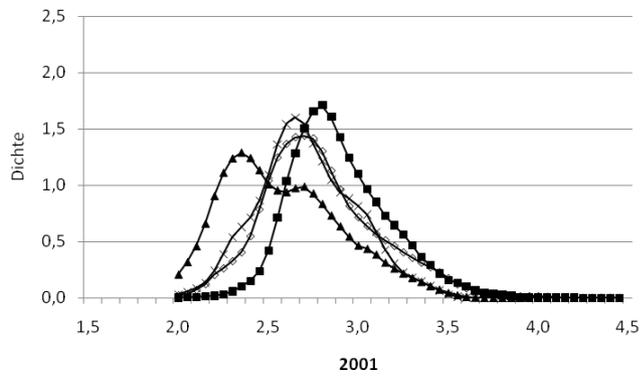
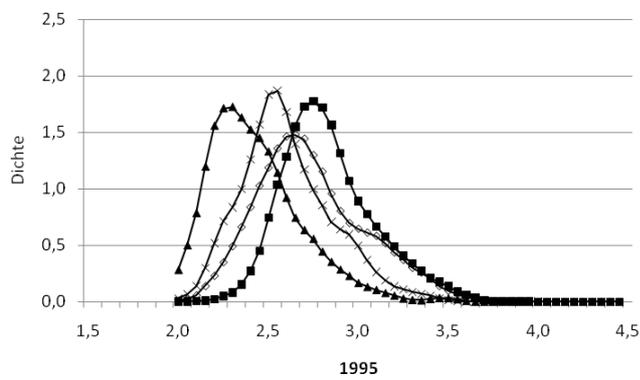
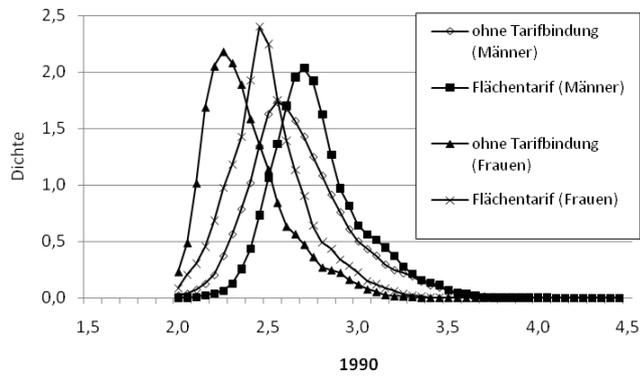


Tabelle 1: Stichprobengrößen und Mittelwerte der relevanten Variablen nach Geschlecht

| 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 |
| pot. 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 eigene Entscheidungsbefugnis* | 0,296 | 0,240 | 0,374 | 0,233 | 0,252 | 0,219 | 0,391 | 0,227 |
| mehrfährige 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 |
| pot. 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 eigene Entscheidungsbefugnis* | 0,298 | 0,237 | 0,231 | 0,206 | 0,229 | 0,196 | 0,264 | 0,231 |
| mehrfährige 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 |

F = Flächentarifvertrag, K = kein Tarifvertrag; *) Dummy; **) 1-F-K = Anteil Haustarifverträge;
Nur Beschäftigte aus Unternehmen mit mind. 100 Arbeitnehmern.

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

| log. Stundenlohn | 1990 | | | | 1995 | | | |
|---|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | F | | K | | F | | K | |
| | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer |
| I Dauer Schulbildung | 0,014** | 0,020** | 0,009** | 0,018** | 0,017** | 0,025** | 0,022** | 0,031** |
| Betriebszugehörigkeitsdauer/10 | 0,070** | 0,062** | 0,158** | 0,135** | 0,072** | 0,075** | -0,014 | 0,156** |
| (Betriebszugehörigkeitsdauer/10) ² | -0,023* | -0,024** | -0,073** | -0,072** | -0,023* | -0,025** | 0,050 | -0,065** |
| (Betriebszugehörigkeitsdauer/10) ³ | 0,003 | 0,004** | 0,013* | 0,012** | 0,004* | 0,003** | -0,011 | 0,009** |
| potenzielle Berufserfahrung/10 | 0,158** | 0,117** | 0,170** | 0,148** | 0,153** | 0,138** | 0,230** | 0,209** |
| (potenzielle Berufserfahrung/10) ² | -0,056** | -0,031** | -0,064** | -0,041** | -0,054** | -0,040** | -0,093** | -0,069** |
| (potenzielle Berufserfahrung/10) ³ | 0,006** | 0,002** | 0,007* | 0,003 | 0,006** | 0,004** | 0,012** | 0,007** |
| ohne eig. Entscheidungsbefugnis | 0,061** | 0,065** | 0,031* | 0,057** | 0,058** | 0,065** | 0,096** | 0,084** |
| mehrfährige Berufserfahrung | 0,225** | 0,195** | 0,176** | 0,165** | 0,232** | 0,188** | 0,286** | 0,192** |
| besondere Erfahrungen | 0,573** | 0,559** | 0,479** | 0,554** | 0,548** | 0,525** | 0,622** | 0,573** |
| Konstante | 2,091** | 2,180** | 1,994** | 2,087** | 2,101** | 2,147** | 1,822** | 1,902** |
| R ² : overall | 0,552 | 0,604 | 0,500 | 0,567 | 0,535 | 0,562 | 0,518 | 0,580 |
| Anzahl Arbeitnehmer | 5282 | 18452 | 1096 | 2279 | 5322 | 19698 | 1273 | 2985 |
| Anzahl Betriebe | 364 | 368 | 88 | 88 | 438 | 440 | 115 | 119 |
| II vorhergesagter Lohn mit | | | | | | | | |
| Merkmalen wie unter F | 2,505 | 2,768 | 2,369 | 2,686 | 2,602 | 2,835 | 2,440 | 2,756 |
| Merkmalen wie unter K | 2,514 | 2,761 | 2,366 | 2,676 | 2,585 | 2,820 | 2,425 | 2,738 |
| log. Stundenlohn | 2001 | | | | 2006 | | | |
| | F | | K | | F | | K | |
| | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer | Frauen | Männer |
| I Dauer Schulbildung | 0,0213** | 0,028** | 0,038** | 0,031** | 0,023** | 0,035** | 0,024** | 0,032** |
| Betriebszugehörigkeitsdauer/10 | 0,077** | 0,070** | 0,072 | 0,105** | 0,146** | 0,097** | 0,147** | 0,181** |
| (Betriebszugehörigkeitsdauer/10) ² | -0,029 | -0,018* | 0,016 | -0,018 | -0,064** | -0,042** | -0,054 | -0,084** |
| (Betriebszugehörigkeitsdauer/10) ³ | 0,005 | 0,002 | -0,005 | 0,000 | 0,010** | 0,006** | 0,009 | 0,013** |
| potenzielle Berufserfahrung/10 | 0,322** | 0,184** | 0,272** | 0,192** | 0,288** | 0,293** | 0,334** | 0,225** |
| (potenzielle Berufserfahrung/10) ² | -0,121** | -0,058** | -0,122** | -0,065** | -0,099** | -0,101** | -0,127** | -0,065** |
| (potenzielle Berufserfahrung/10) ³ | 0,014** | 0,006** | 0,017* | 0,007* | 0,011** | 0,011** | 0,015** | 0,006* |
| ohne eig. Entscheidungsbefugnis | 0,073** | 0,051** | 0,009 | 0,142** | 0,147** | 0,098** | 0,114** | 0,051** |
| mehrfährige Berufserfahrung | 0,225** | 0,167** | 0,117** | 0,240** | 0,251** | 0,213** | 0,259** | 0,199** |
| besondere Erfahrungen | 0,479** | 0,476** | 0,414** | 0,530** | 0,456** | 0,428** | 0,524** | 0,463** |
| Konstante | 2,014** | 2,156** | 1,740** | 1,907** | 1,898** | 1,933** | 1,663** | 1,831** |
| R ² : overall | 0,396 | 0,506 | 0,488 | 0,540 | 0,468 | 0,4115 | 0,321 | 0,489 |
| Anzahl Arbeitnehmer | 2676 | 11020 | 533 | 1733 | 2088 | 8748 | 1518 | 3802 |
| Anzahl Betriebe | 253 | 254 | 62 | 64 | 151 | 151 | 94 | 94 |
| II vorhergesagter Lohn mit | | | | | | | | |
| Merkmalen wie unter F | 2,716 | 2,897 | 2,532 | 2,791 | 2,732 | 2,916 | 2,539 | 2,778 |
| Merkmalen wie unter K | 2,761 | 2,908 | 2,574 | 2,793 | 2,656 | 2,852 | 2,445 | 2,700 |

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.

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 |
| I gesamte Std.Abw. | 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 |
| II Varianzanalyse nach Betrieb | | | | | | | | |
| 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) |
| III Regressionen mit fixen Betriebseffekten | | | | | | | | |
| 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) |
| IV Std.Abw. AN-Qualitätsindex mit | | | | | | | | |
| Merkmale 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> |
| Merkmale 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 |
| I gesamte Std.Abw. | 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 |
| II Varianzanalyse nach Betrieb | | | | | | | | |
| 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) |
| III Regressionen mit fixen Betriebseffekten | | | | | | | | |
| 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) |
| IV Std.Abw. AN-Qualitätsindex mit | | | | | | | | |
| Merkmale 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> |
| Merkmale 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) |

F = Flächentarifvertrag, K = kein Tarifvertrag; *kursiv* = hypothetische Werte.

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 |
| Ia gesamte Std.Abw. | 0,000 | 0,000 | 0,299 | 0,000 | 0,049 | 0,634 | 0,000 | 0,819 |
| IIa Varianzanalyse nach Betrieb | | | | | | | | |
| 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 |
| IIIa Regressionen mit fixen Betriebseffekten | | | | | | | | |
| 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 |

F = Flächentarifvertrag, K = kein Tarifvertrag.

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 |
| Ia gesamte Std.Abw. | 0,683 | 0,403 | 0,000 | 0,041 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,366 | 0,000 | 0,000 |
| IIa Varianzanalyse nach Betrieb | | | | | | | | | | | | |
| 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 |
| IIIa Regressionen mit fixen Betriebseffekten | | | | | | | | | | | | |
| 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 |
| Ia gesamte Std.Abw. | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,000 | 0,009 | 0,000 | 0,000 |
| IIa Varianzanalyse nach Betrieb | | | | | | | | | | | | |
| 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 |
| IIIa Regressionen mit fixen Betriebseffekten | | | | | | | | | | | | |
| 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 |

F = Flächentarifvertrag, K = kein Tarifvertrag.