

Der Einfluss der Tarifbindung auf Lohnhöhe und Lohnverteilung

Tatjana Teschner*

Leibniz Universität Hannover

(Oktober 2009)

Zusammenfassung: Der Beitrag untersucht den Einfluss drei verschiedener Lohnsetzungsregime (Flächentarifvertrag, Haustarifvertrag, individuelle Lohnvereinbarung) auf die Lohnhöhe und die Lohnspreizung und ihre Veränderung im Zeitablauf. Die Analyse erfolgt auf Basis der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung – ab 2006: Verdienststrukturerhebung – für Niedersachsen. 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. Der gegenüber 2001 beobachtete Anstieg der durchschnittlichen Löhne in 2006 unter dem Regime mit Flächentarifverträgen - gegenüber Lohnabschlägen unter den anderen Lohnsetzungsregimen – ist begleitet von einem starken Rückgang der Bindung an den Flächentarif.

Abstract: The paper investigates the influence of three different wage-setting regimes (industry-wide collective contracts, firm-level contracts, and individual contracts) on the level and the dispersion of wages. The analysis uses the Salary and Wage Structure Survey for Lower Saxony, Germany. The empirical results show an increasing dispersion of wages over time in all wage-setting regimes. However, wage dispersion for firms applying industry-wide collective contracts remains considerably lower than for companies in the other two regimes. The observed increase of average wages between 2001 and 2006 in establishments covered by sectoral collective contracts – compared to wage reductions in the other wage-setting regimes – is accompanied by a sharp fall in collective bargaining coverage.

JEL-Code: J31, J51

Schlagwörter: Betriebseffekte auf Löhne, Lohnkompression, Tarifverträge, Tarifbindung

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

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. Dieser Beitrag wurde gefördert mit Forschungsmitteln des Landes Niedersachsen.

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 et al. 2009, Fitzenberger 1999), hat die Lohnungleichheit seit den 1990ern auch am unteren Ende der Lohnverteilung zugenommen (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 gebremst hat. So kann die Verringerung der Reichweite gewerkschaftlicher Lohnvereinbarungen in der Studie von Dustmann et al. (2009) etwa 30 Prozent des Anstiegs der Lohnungleichheit erklären.¹

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 entsprechen-

¹ Einen weiteren 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 et al. (2009) finden diesen Trend auch für Deutschland. Allerdings können Antonczyk et al. (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 et al. (2009) – auf die Bedeutung einer Betrachtung des Einflusses institutioneller Veränderungen auf die Lohnungleichheit hin.

den 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 et al. 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 (1980) 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 prä-

ferieren 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 Ste-

phan (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 2 werden der Datensatz und die relevanten Variablen beschrieben, gefolgt von der Erläuterung der angewandten Methodik in Abschnitt 3. In Abschnitt 4 folgen die Ergebnisse der empirischen Untersuchung. Der Beitrag schließt mit einem Fazit in Abschnitt 5.

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 und 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 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.

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 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 die Ergebnisse der Analyse nicht mehr beeinflusst.

3 Methodik der empirischen Analyse

Zentrales Ziel dieses Beitrags ist die Untersuchung der Streuung von Löhnen und Lohnkomponenten in den verschiedenen Lohnsetzungssystemen. 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:

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

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 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 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 und 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 (2006) 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.

4 Empirische Ergebnisse

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 ungefähr hier

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 Haustarifvertrag 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. 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).

- Abbildung 1 ungefähr hier

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 Lohnsetzungssysteme kaum Unterschiede auf. Die durchschnittliche Betriebszugehörigkeitsdauer und die potenzielle Berufserfahrung von Beschäftigten in Unternehmen ohne Tarifbindung sind erwartungsgemäß geringer als in den tarifgebundenen Betrieben.

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.

- Tabelle 2 ungefähr hier

Frauen in Unternehmen ohne Tarifvertrag müssen in allen Jahren den höchsten Lohnabschlag hinnehmen, während der Abschlag bei Anwendung eines Flächentarifvertrages am geringsten ist.² 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

² 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.

2001 steigt er insbesondere in Betrieben an, die einen Haustarifvertrag anwenden, aber auch unter dem System 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. Im Regime mit Flächentarifvertrag gibt es dagegen seit 1995 keine Veränderung der Lohndifferenz. 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 das begleitende Papier von Teschner (2009).

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 Tarifvertragsregimen 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. 7) 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 Lohnsetzungssysteme auch in der GLS bzw. VSE Einfluss auf die Lohnunterschiede hat.

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 System 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 Tarifvertragsbindung stattgefunden. 2006 zeigt sich dann gegenüber 2001 in allen Regimen ein Anstieg der Standardabweichungen, der in allen Lohnsetzungssystemen auch signifikant ist (Tabelle 4, Ib).

- Tabelle 3 ungefähr hier

- Tabelle 4 ungefähr hier

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 Be-

schäftigten 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.

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 System eingesetzt werden (z. B. für 2006: 0,23 statt 0,19). Dementsprechend würde die Standardabweichung geringer sein, wenn die Merkmale der Arbeitnehmer im tarifungebundenen System 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.

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 Hintergrund 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/ 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 zuge-

nommen. 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 (2006), 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.

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.
- 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.
- Autor, D.H., Katz, L.F., Kearney, M.S. (2006). The Polarization of the U.S. Labor Market. *American Economic Review* 96, Paper and Proceedings, 189-193.
- 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, 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, 1279-1333.
- 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.
- 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.
- Fitzenberger, B. (1999). *Wages and Employment Across Skill Groups: An Analysis for West Germany*. Heidelberg.

berg: Physica/Springer.

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 No. 3356, Bonn.

Frank-Bosch, B. (2003). Verdienststrukturen in Deutschland – Methode und Ergebnisse der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 2001. *Wirtschaft und Statistik* 12/2003, 1137-1151.

Freeman, R. (1980). Unionism and the Dispersion of Wages. *Industrial and Labor Relations Review* 34, 3-23.

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.

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, 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: Metropolis Verlag.

Gernandt, J., Pfeiffer, F. (2007). Rising Wage Inequality in Germany. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 227, 358-380.

Goos, M., Manning, A. (2007). Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain. *Review of Economics and Statistics* 89, 118-133.

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.
- Hinz, T., Gartner, H. (2005). Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern in Branchen, Berufen und Betrieben. IAB Discussion Paper 4/2005, Nürnberg.
- Höptner, B. (2009). Verdienste in Niedersachsen. *Statistische Monatshefte Niedersachsen* 63, 71-71.
- Kaukewitsch, P. (1998). Ergebnisse der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1996 für 1995. *Wirtschaft und Statistik* 1/1998, 46-59.
- 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 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.
- Sachverständigenrat für die Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2007). Jahresgutachten 2007/08 – "Das Erreichte nicht verspielen". Wiesbaden.
- Schnabel, C., Wagner, J. (2008). The Aging of the Unions in West Germany, 1980-2006. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 228, 497-511.
- 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.
- Teschner, T. (2009). Lohnsetzungsregime und Lohnverteilung nach Geschlecht. *mimeo*.

Vogel, T. (2007). Union Wage Compression in a Right-to-Manage Model. SFB 649 Discussion Paper 2007-009, Berlin.

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

Abbildungs- und Tabellenanhang

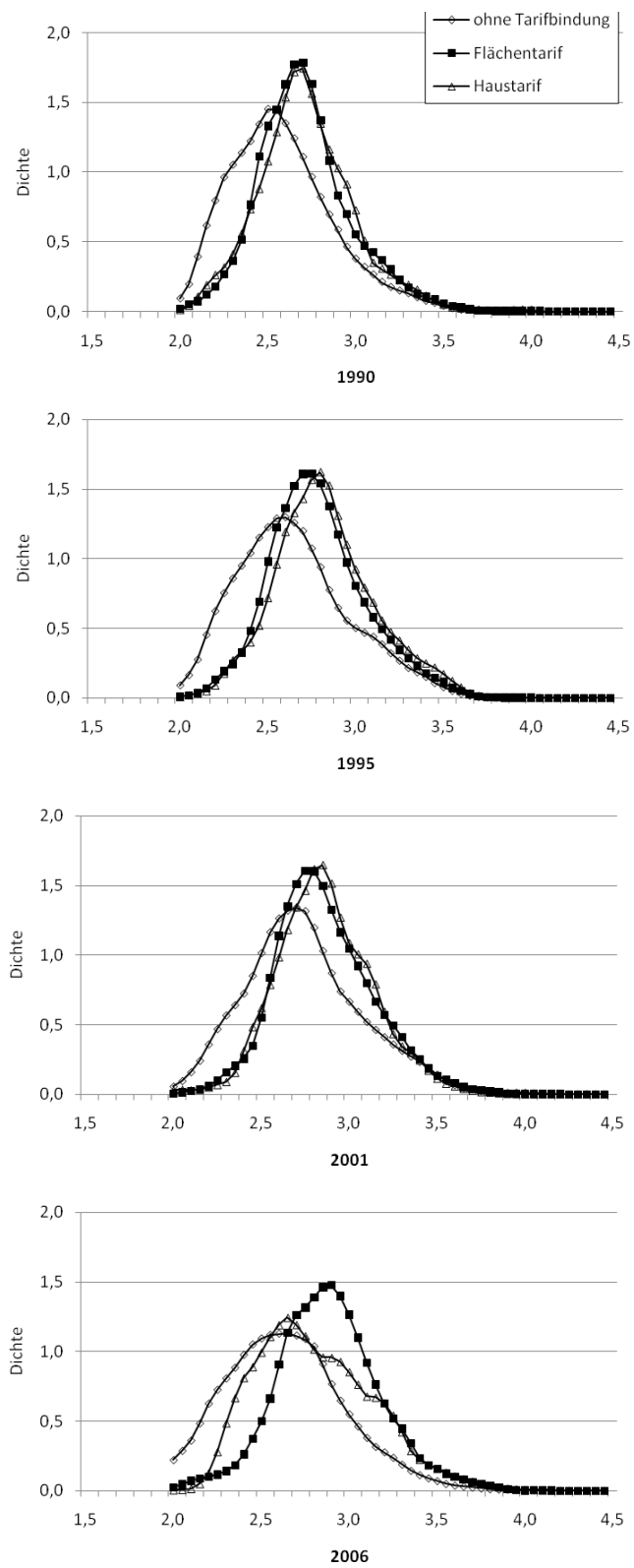


Abbildung 1: Kerndichteschätzungen der logarithmierten Stundenlöhne

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

F = Flächentarifvertrag, H = Haustarifvertrag, K = kein Tarifvertrag;

*) Dummy;

Nur Beschäftigte aus Unternehmen mit mind. 100 Arbeitnehmern.

Tabelle 2: Logarithmierte Lohnregressionen mit fixen Betriebseffekten

log. Stundenlohn	1990			1995		
	F	H	K	F	H	K
I weiblich	-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) ²	-0,022**	-0,012	-0,065**	-0,022**	0,003	-0,035*
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) ³	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) ²	-0,042**	-0,068**	-0,052**	-0,045**	-0,062**	-0,083**
(potenzielle Berufserfahrung/10) ³	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**
mehnjährige 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 ² : 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
II vorherges. Lohn mit						
Merkmale wie unter F	2,709	2,713	2,611	2,785	2,799	2,684
Merkmale wie unter H	2,713	2,718	2,621	2,814	2,826	2,717
Merkmale 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
I weiblich	-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) ²	-0,019**	0,000	-0,010	-0,044**	-0,055**	-0,072**
(Betriebszugehörigkeitsdauer/10) ³	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) ²	-0,072**	-0,096**	-0,080**	-0,103**	-0,054**	-0,088**
(potenzielle Berufserfahrung/10) ³	0,008**	0,011**	0,010**	0,011**	0,005**	0,009**
ohne eig. Entscheidungsbefug.	0,060**	0,017	0,096**	0,105**	0,032**	0,066**
mehnjährige 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 ² : 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
II vorherges. Lohn mit						
Merkmale wie unter F	2,862	2,878	2,740	2,880	2,828	2,728
Merkmale wie unter H	2,842	2,860	2,714	2,860	2,807	2,706
Merkmale wie unter K	2,874	2,887	2,741	2,801	2,739	2,627

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

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
Ia gesamte Standardabweichung	0,001	0,000	0,000	0,007	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
IIa Varianzanalyse nach Betrieb												
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
IIIa Regressionen mit fixen Betriebseffekten												
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
Ib gesamte Standardabweichung	0,000	0,022	0,000	0,000	0,007	0,051	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
IIb Varianzanalyse nach Betrieb												
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
IIIb Regressionen mit fixen Betriebseffekten												
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

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