

Anstieg der Lohnungleichheit, Rückgang der Tarifbindung und Polarisierung

Dirk Antonczyk*, Bernd Fitzenberger**, Katrin Sommerfeld***

22. Dezember 2010

Zusammenfassung: Zielsetzung dieser Arbeit ist eine zusammenfassende Darstellung und Diskussion der Entwicklung der Lohnungleichheit in Deutschland. Insbesondere wird hierbei der Rückgang der Tarifbindung als mögliche institutionelle Ursache für die Entwicklungen des Arbeitsmarkts seit den 1990er Jahren in Betracht gezogen. Gleichzeitig greift die Arbeit die Polarisierungshypothese auf. Die Lohnungleichheit ist seit Mitte der 1990er Jahre über den gesamten Bereich der Lohnverteilung stark angestiegen. Der Anstieg der Lohnungleichheit zwischen 2001 und 2006 lässt sich nur zu einem kleinen Teil durch den starken Rückgang der Tarifbindung erklären. Als sehr bedeutender Erklärungsfaktor für den Anstieg der Lohnungleichheit können die Veränderungen der Lohnunterschiede zwischen und innerhalb der Wirtschaftszweige identifiziert werden. Diese zunehmende Lohnflexibilisierung erfolgt sowohl im tarifgebundenen wie auch im nicht tarifgebundenen Bereich. Der Rückgang von Routinetätigkeiten ist eine plausible Erklärung für die Polarisierung der Beschäftigung in Deutschland. Seit den 1990er Jahren ist jedoch keine Polarisierung der Entlohnung in Deutschland festzustellen.

Keywords: Lohnverteilung, Tarifbindung, Dekomposition, Polarisierung

JEL-Klassifikation: J31, J51, J52, C21

* Albert-Ludwigs-Universität Freiburg und IZA. E-mail: dirk.antonczyk@vwl.uni-freiburg.de.

** Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, IFS, IZA und ZEW. E-mail: bernd.fitzenberger@vwl.uni-freiburg.de.

*** Albert-Ludwigs-Universität Freiburg. E-mail: katrin.sommerfeld@vwl.uni-freiburg.de.

Dieser Beitrag entstand im Rahmen des Projektes “Die Rolle der Gewerkschaften bei der Entstehung und Veränderung von Varianz und höheren Momenten der bedingten und unbedingten Lohnverteilung” innerhalb des DFG-Schwerpunktprogramms “Flexibilisierungspotenziale bei heterogenen Arbeitsmärkten” (FSP 1169). Für hilfreiche Kommentare danken wir einem anonymen Gutachter. Für die finanzielle Unterstützung danken wir der Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG) und der “Wissenschaftliche Gesellschaft in Freiburg im Breisgau”. Weiterhin sind wir Manuel Boos und Hans-Peter Hafner vom Forschungsdatenzentrum (FDZ) am Statistischen Landesamt Hessen für ihre Unterstützung mit den Daten zu Dank verpflichtet. Die Verantwortung für alle Fehler liegt selbstverständlich bei uns.

Abstract This article aims at describing and discussing the development of wage inequality in Germany in relation to the decline in collective wage bargaining, as this could be the institutional cause for the development since the 1990s. At the same time, the polarization hypothesis is discussed. Wage inequality has been strongly increasing over the entire wage distribution since the 1990s. The rise in wage dispersion between 2001 and 2006 can barely be explained by the strong decline in collective bargaining coverage. Instead, changing wage differentials across and within industries are the main explanation for the rise in wage inequality. This increasing wage flexibility is observed both among industries covered by collective bargaining and among those not covered. Polarization in employment in Germany can be explained by the decline in routine tasks. In contrast, there is no evidence of a polarization of wages in Germany since the 1990s.

Keywords: Wage distribution, Collective bargaining, Decomposition, Polarization

JEL-Classification: J31, J51, J52, C21

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Tarifbindung und Lohnungleichheit	3
2.1	Rückgang der Tarifbindung	3
2.2	Rückgang der Tarifbindung und Anstieg der Lohnungleichheit	6
2.3	Kausaler Effekt der Tarifbindung auf die Lohnstruktur	8
3	Polarisierung	10
4	Fazit	12

1 Einleitung

Die Lohnungleichheit ist in vielen industrialisierten Ländern während der letzten Jahrzehnte angestiegen (Machin und van Reenen, 2007). Gleichzeitig ist die Tarifbindung in den letzten Jahrzehnten in vielen Ländern stark zurückgegangen (OECD, 2004). Lange Zeit ging die Literatur davon aus, dass sich die Arbeitsnachfrage nach hochqualifizierten Arbeitnehmern gegenüber der Arbeitsnachfrage nach niedrigqualifizierten Arbeitnehmern gleichförmig über die gesamte Lohnverteilung hinweg erhöht ('Skill Bias in Labor Demand', Autor et al., 2003), ausgelöst durch einen qualifikationsverzerrten technischen Fortschritt (Skill-Biased Technological Change, kurz SBTC). Viele Studien in der Literatur kamen zu dem Ergebnis, dass die Veränderungen der Lohnstruktur durch die SBTC-Hypothese in Verbindung mit institutionellen Veränderungen erklärt werden kann (siehe bspw. DiNardo et al., 1996; Machin und van Reenen, 2007; Dustmann et al., 2009; Fitzenberger, 1999). Diese Erklärung passt vor allem für die Entwicklungen während der 1980er Jahre.

Seit den 1990er Jahren gibt es jedoch Evidenz für eine Polarisierung der Beschäftigung in den USA, Großbritannien und Deutschland (Goos und Manning, 2007; Autor et al., 2008; Spitz-Oener, 2006; Dustmann et al., 2009). Darunter wird ein U-förmiger Verlauf der Beschäftigung über die Lohnverteilung verstanden, dahingehend, dass sowohl die Beschäftigung von Hochqualifizierten als auch die Beschäftigung von Niedrigqualifizierten relativ zu der Beschäftigung von Personen mit mittlerem Qualifikationsniveau ansteigt. Als Erklärung für diese Entwicklung wird die sich im Zeitverlauf verändernde Nachfrage nach Tätigkeitsmerkmalen ('Tasks') herangezogen (Autor et al., 2003), die zu einer nichtmonotonen Entwicklung der Arbeitsnachfrage über die Lohnverteilung führen kann. Weiter wird unterstellt, dass technischer Fortschritt (bspw. in Form des zunehmenden Einsatzes von Computern) zu einem Rückgang der Nachfrage nach Routinetätigkeiten im mittleren Bereich der Lohnverteilung führt und dementsprechend die Nachfrage nach Nichtroutinetätigkeiten sowohl im oberen als auch im unteren Bereich der Lohnverteilung steigt. Diese von Autor et al. (2003) in die Literatur eingeführte These wird als *Routinisierungshypothese* bezeichnet.¹ Autor und Dorn (2009) zeigen, dass diese Entwicklung potenziell zu einer U-förmigen Lohnentwicklung über die Lohnverteilung führt, bei der sowohl die Löhne der Niedrigqualifizierten als auch die Löhne der Hochqualifizierten relativ zu den Löhnen von Personen mit mittlerem Qualifikationsniveau ansteigen. In der Literatur finden sich Hinweise auf eine Polarisierung von Löhnen bisher lediglich für die USA, wo sich seit den 1990er Jahren die Erhöhung der Lohnungleichheit im oberen Bereich der Lohnverteilung, nicht aber im unteren Bereich, fortgesetzt hat (Autor et al., 2008).

¹Eigentlich müsste von Deroutinisierung gesprochen werden, da der Anteil an Routinetätigkeiten zurück geht.

Zielsetzung dieser Arbeit ist es, eine zusammenfassende Darstellung und Diskussion der Entwicklung der Lohnungleichheit in Deutschland zu liefern. Insbesondere wird hierbei der Rückgang der Tarifbindung als mögliche institutionelle Ursache für die Entwicklungen des Arbeitsmarkts seit den 1990er Jahren in Betracht gezogen. Gleichzeitig greift die Arbeit die Polarisierungshypothese auf. Die Arbeit liefert eine zusammenfassende Darstellung von Ergebnissen verschiedener Studien für Deutschland, an denen die Autoren dieser Arbeit beteiligt waren. Diese Studien sind im Rahmen des Forschungsprojektes “Die Rolle der Gewerkschaften bei der Entstehung und Veränderung von Varianz und höheren Momenten der bedingten und unbedingten Lohnverteilung” innerhalb des DFG-Schwerpunktprogramms “Flexibilisierungspotenziale bei heterogenen Arbeitsmärkten” (FSP 1169) entstanden. Die Darstellung wird ergänzt durch eine empirische Analyse des Rückgangs der Tarifbindung auf Basis der Verdienststrukturerhebungen des Statistischen Bundesamtes² 2001 und 2006, der in dieser Form bisher in der Literatur noch nicht untersucht wurde. Auf Basis dieser zusammenfassenden Darstellung entwickelt diese Arbeit im Fazit einige wirtschaftspolitisch relevante Aspekte dieser Forschung für Deutschland. Als Einschränkung sei angemerkt, dass sich die Arbeit auf Westdeutschland beschränkt, da die Entwicklung in Ostdeutschland stark durch die Transformation nach der Wiedervereinigung beeinflusst ist.

Es ergeben sich folgende zentrale empirische Befunde für Deutschland: Erstens, die Lohnungleichheit ist während der letzten 25 Jahre stark angestiegen (Kohn, 2006; Germandt und Pfeiffer, 2007; Dustmann et al., 2009; Antonczyk et al., 2009). Im Vergleich zum starken Anstieg über die gesamte Lohnverteilung in den USA und Großbritannien seit Anfang der 1980er Jahre, beschränkte sich der Anstieg in Deutschland jedoch während der 1980er Jahre auf den oberen Bereich der Lohnverteilung (Fitzenberger, 1999; Dustmann et al., 2009). Erst Mitte der 1990er Jahre begann die Lohnungleichheit auch im unteren Bereich der Lohnverteilung anzusteigen. Zweitens, die Mitgliedschaft in Gewerkschaften geht seit den 1980er Jahren kontinuierlich zurück und diese Entwicklung hat sich seit den 1990er Jahren beschleunigt (Fitzenberger et al., 2010; Schnabel, 2005). In der Mitte der 2000er Jahre liegt der Organisationsgrad bei etwa 20% der Beschäftigten. Zeitverzögert ist ein starker Rückgang der Tarifbindung zu beobachten. Auf Basis der Verdienststrukturerhebungen ergibt sich im privaten Sektor zwischen 2001 und 2006 ein Rückgang der Tarifbindung von 16,5 Prozentpunkten (PP) für Männer und von 19,1 PP für Frauen (Antonczyk et al., 2010b). Drittens, spätestens seit den 1990er Jahren ist eine deutliche Polarisierung der Beschäftigung festzustellen und der Rückgang des Beschäftigungsanteils von Niedrigqualifizierten setzt sich seit den 1990er Jahren nicht mehr fort (Spitz-Oener, 2006; Dustmann et al., 2009; Antonczyk et al., 2010a). Demgegenüber findet sich jedoch

²Wir sprechen in dieser Arbeit von den Verdienststrukturerhebungen, wobei die Bezeichnung für 2001 noch “Gehalts- und Lohnstrukturerhebung” lautet.

seit den 1990er Jahren kein Trend hin zu einer Polarisierung der Löhne im unteren Bereich der Lohnverteilung. Im Gegenteil, seit Mitte der 1990er Jahre erlebt Deutschland einen starken Anstieg der Lohnungleichheit im unteren Bereich der Lohnverteilung und das Anwachsen eines Niedriglohnsektors.

Im Weiteren geht die Arbeit wie folgt vor: Zunächst analysieren wir in Abschnitt 2 den Rückgang der Tarifbindung und liefern hierzu neue empirische Ergebnisse. Danach beschreiben wir den Anstieg der Lohnungleichheit zwischen 2001 und 2006 und untersuchen, inwieweit sich dieser Anstieg durch den Rückgang der Tarifbindung erklären lässt. Schließlich diskutiert Abschnitt 3 die Evidenz für Polarisierung in Deutschland. Abschnitt 4 umfasst das Fazit dieser Arbeit.

2 Tarifbindung und Lohnungleichheit

2.1 Rückgang der Tarifbindung

Ein starker Rückgang der Bedeutung von Gewerkschaften ist in den letzten beiden Jahrzehnten in vielen Ländern zu beobachten (OECD, 2004; Card et al., 2003). Hierbei muss zwischen der Gewerkschaftsmitgliedschaft und der Tarifbindung unterschieden werden. Während die Gewerkschaftsmitgliedschaft von Männern sehr deutlich abgefallen ist, ist sie für Frauen stabiler, dabei allerdings auf deutlich niedrigerem Niveau (Card et al., 2003; Schnabel, 2005, S.185; Kohn und Lembcke, 2007). In der Tarifbindung zeigt sich ebenfalls der Rückgang der Bedeutung von Gewerkschaften. Im Folgenden berichten wir einige neue Ergebnisse zum Rückgang der Tarifbindung. Wir betrachten die individuelle Tarifbindungsraten auf Firmenebene, d.h. den Anteil an Beschäftigten der in Unternehmen mit Tarifbindung arbeitet.³ Den gesamten folgenden Analysen liegen die Daten der Verdienststrukturerhebungen vom Statistischen Bundesamt zugrunde, wobei wir uns auf Vollzeitbeschäftigte in der Privatwirtschaft in Westdeutschland beschränken.

Die Werte in Tabelle 1 zeigen den deutlichen Rückgang der Tarifbindung. Während 2001 gut 60% der Beschäftigten durch Flächentarifverträge abgedeckt sind, fällt dieser Anteil für Männer auf 47% und für Frauen auf 41% im Jahr 2006.⁴ Die Anwendung von Firmentarifverträgen geht zwar ebenfalls zurück, aber der Rückgang ist nicht ganz so

³Übertariflich Beschäftigte werden damit ebenfalls als tarifgebunden registriert. Für sie stellt der Tariflohn einen Mindestlohn dar. Ziel dieser Definition ist es, den Anteil derjenigen Beschäftigten zu quantifizieren, für die ein Tarifvertrag eine Lohnuntergrenze definiert.

⁴Diese Ergebnisse stimmen hinsichtlich des Rückgangs der Tarifbindung insgesamt qualitativ mit anderen Studien auf Basis des IAB-Betriebspanels überein, siehe beispielsweise Kohaut und Ellguth (2008) und Schnabel (2005). Allerdings ist ein direkter quantitativer Vergleich mit anderen Studien unmöglich aufgrund der gewählten Definition der Tarifbindung und weil es nach unserem Kenntnisstand noch keine anderen Studien gibt, die die Daten der Verdienststrukturerhebungen für die Berechnung der Tarifbindung in ganz Westdeutschland verwenden. Zudem erfasst die Verdienststrukturerhebung nicht alle Wirtschaftszweige.

Tabelle 1: Individuelle Tarifbindungsquoten auf Firmenebene (in Prozent)

	2001		2006		$\Delta 2006-2001$	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Flächentarifvertrag	63,1	59,6	47,0	41,2	-16,1	-18,4
Firmen-/ Haustarifvertrag	8,3	7,6	7,6	6,7	-0,7	-0,9
Keine Tarifbindung	28,7	32,8	45,5	52,1	16,8	19,3

stark wie für die Flächentarifverträge. Dennoch ist dieses Ergebnis für die Firmentarifverträge überraschend, denn es widerspricht der in der Vergangenheit geäußerten Vermutung, dass Firmentarifverträge aufgrund ihrer höheren Flexibilität verstärkt angewendet würden (siehe Diskussion in Fitzenberger und Franz, 2000).⁵ Stattdessen treten Firmen eher ganz aus dem System kollektiver Lohnverhandlungen aus, sodass im Ergebnis 2006 knapp die Hälfte der Beschäftigten in unserem Datensatz nicht mehr durch kollektive Tarifverträge abgedeckt ist.

Was sind die Gründe für diesen dramatischen Rückgang der Tarifbindung innerhalb von nur fünf Jahren? Wir nähern uns dieser Frage, indem wir zunächst die Determinanten der Tarifbindung betrachten, sowie deren Veränderung über die Zeit. In einem zweiten Schritt zerlegen wir den beobachteten Rückgang in einen Koeffizienten- und einen Charakteristikaeffekt.

Wir untersuchen zunächst die Determinanten der Tarifbindung, indem wir die Wahrscheinlichkeit berechnen, dass ein vollzeitbeschäftigter Arbeitnehmer in Westdeutschland in einem tarifgebundenen Unternehmen arbeitet. An dieser Stelle differenzieren wir nicht zwischen Flächen- und Firmentarifverträgen, da wir an der Tarifbindung insgesamt interessiert sind. Diese Wahrscheinlichkeit wird von der Branchenzugehörigkeit, weiteren firmenspezifischen Merkmalen, sowie persönlichen Charakteristika beeinflusst. Die entsprechende Probit-Schätzung führen wir separat für Männer und Frauen jeweils für die Jahre 2001 und 2006 durch. Die resultierenden marginalen Effekte finden sich in den Tabellen 3 und 4 im Anhang. Dabei zeigt sich, dass der Wirtschaftszweig maßgeblich die Wahrscheinlichkeit der Tarifbindung beeinflusst. Als Referenzkategorie dient die Metallindustrie. Daher ist es nicht verwunderlich, dass die meisten anderen Wirtschaftszweige eine niedrigere Tarifbindung aufweisen. Besonders niedrig sind *ceteris paribus* die Tarifbindungsquoten in den Branchen Datenverarbeitung (-42 PP für Männer und -34 PP für

⁵Hier gilt es zu beachten, dass wir einen Rückgang an Personen beobachten, für die ein Firmentarifvertrag eine Lohnuntergrenze definiert. Auf Beschäftigtenebene weisen Kohaut und Ellguth (2008) ebenfalls einen Rückgang auf, wohingegen ihre Ergebnisse auf Betriebsebene eine Stagnation der Anwendung von Firmentarifverträgen anzeigen.

Frauen im Jahr 2001) sowie Forschung und andere Dienstleistungen (-31 PP für Männer und -20 PP für Frauen im Jahr 2001). Es gibt aber auch Wirtschaftszweige, in denen die Tarifbindungsquote deutlich höher liegt als in der Metallindustrie, nämlich in den Branchen Post und Telekommunikation (+13 PP für Männer und +21 PP für Frauen im Jahr 2001) sowie Banken und Versicherungen (+8 PP für Männer und +20 PP für Frauen im Jahr 2001). Es fällt auf, dass dies beides Branchen sind, die hauptsächlich von der Dienstleistungsgewerkschaft ver.di vertreten werden. Die Ergebnisse zeigen weiterhin, dass sich diese deutlichen inter-industriellen Unterschiede über die Zeit noch vergrößert haben. Der stärkste Rückgang zeigt sich im eben genannten Post- und Telekommunikationssektor, sowie im Bergbau und in der Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren.

Beschäftigte in Unternehmen, die größtenteils in öffentlicher Hand sind, weisen eine höhere Wahrscheinlichkeit der Tarifbindung auf, wie auch ein höherer Anteil an männlichen Arbeitnehmern *ceteris paribus* mit höheren Tarifbindungsquoten einher geht. Die marginalen Effekte für die verschiedenen Unternehmensgrößenklassen spiegeln deutlich das bekannte Phänomen wider, dass größere Unternehmen eher tarifgebunden sind. Die Differenz zwischen der kleinsten Unternehmensklasse (10–99 Beschäftigte) und der größten Kategorie (mindestens 2000 Beschäftigte, Referenzkategorie) beträgt dabei rund 44 PP. Interessanterweise nehmen die Größenunterschiede über die Zeit ab, wobei diese Reduktion für Frauen stärker ausgeprägt ist als für Männer. Unterschiede zeigen sich auch zwischen den Bundesländern, wobei *ceteris paribus* Niedersachsen und Bremen die höchsten und Hessen meist die niedrigsten Tarifbindungsquoten aufweisen.

Betrachten wir nun den Zusammenhang zwischen den persönlichen Charakteristika und der Tarifbindungsquote. Der durchschnittliche marginale Effekt für das Alter weist 2006 zwar einen leichten negativen Zusammenhang mit der Tarifbindung auf, dieser wird aber von dem positiven Effekt der Betriebszugehörigkeit überkompensiert. Im Jahr 2001 ist der Effekt des Alters für Männer und Frauen sehr nahe bei Null aber dennoch negativ, wobei der Effekt lediglich für Männer statistisch signifikant ist.⁶ Schließlich sind die Unterschiede in der Tarifbindungsquote zwischen Beschäftigten mit niedrigem, mittlerem oder hohem Ausbildungsniveau nicht signifikant.

Zusammenfassend bleibt festzuhalten, dass inter-industrielle Unterschiede sowie unterschiedliche Unternehmensgrößenklassen am stärksten mit der individuellen Wahrscheinlichkeit variieren, in einem tarifgebundenen Unternehmen zu arbeiten. Persönliche Charakteristika sind dagegen kaum relevant.

Der beschriebene Rückgang der Tarifbindung könnte zum einen darauf zurückgehen, dass sich für bestimmte Arbeitsmarktsegmente die Wahrscheinlichkeit verändert hat, ei-

⁶Dieses Ergebnis steht im Gegensatz zu der ausgeprägten Altersabhängigkeit der *Mitgliedschaft* in Gewerkschaften (Fitzenberger et al., 2010). Die Mitgliedschaft in Gewerkschaften steigt mit zunehmendem Alter deutlich an.

nem Tarifvertrag zu unterliegen (sog. Koeffizienteneffekt). Andererseits könnte sich die Struktur der Beschäftigten am Arbeitsmarkt verändert haben (sog. Charakteristikaeffekt), wobei es sich hier angesichts der Regressionsergebnisse zur Tarifbindung wohl vor allem um die Strukturmerkmale der Firmen handeln dürfte. Beispielsweise könnten die Verschiebungen zwischen den Wirtschaftszweigen (mehr Dienstleistungen, weniger produzierendes Gewerbe) den Rückgang der durchschnittlichen Tarifbindung treiben. Um diese beiden Erklärungsansätze zu unterscheiden, führen wir eine Zerlegung des Gesamtrückgangs in einen Koeffizienten- und einen Charakteristikaeffekt durch. Dafür verwenden wir die Methode von Fairlie (2005) und berechnen damit die hypothetische Tarifbindungsquote wenn die Beschäftigten Charakteristika von 2006 aufwiesen, aber der Selektionsprozess in tarifgebundene Unternehmen wie im Jahr 2001 ablief. Die Differenzen dieser kontrafaktischen Situation mit den tatsächlichen Werten für die Tarifbindung in den Jahren 2001 und 2006 liefern die beiden genannten Komponenten. Die Ergebnisse in Tabelle 2 zeigen, dass jeweils nur zwei Prozentpunkte des Rückgangs der Tarifbindung durch veränderte Charakteristika erklärt werden (z.B. veränderte Industriestruktur), während der Rest auf veränderte Koeffizienten zurückgeht. Damit ist die Komposition der Beschäftigungsverhältnisse am Arbeitsmarkt *nicht* die treibende Kraft für den Rückgang der Tarifbindung, sondern es liegt vielmehr ein genereller Trend vor, der zu diesem Rückgang führt. Der Rückgang der Tarifbindung erfolgt nahezu ausschließlich innerhalb der Wirtschaftszweige.

Tabelle 2: Ergebnisse der Zerlegung (in Prozentpunkten)

	Männer	Frauen
Gesamtrückgang Tarifbindung	-16,8	-19,3
Koeffizienteneffekt	-14,7	-17,3
Charakteristikaeffekt	-2,1	-2,0
Standardfehler		
kontrafaktische Situation	(0,7)	(0,7)

2.2 Rückgang der Tarifbindung und Anstieg der Lohnungleichheit

Der Rückgang der Tarifbindung verläuft zeitgleich mit dem Anstieg der Lohnungleichheit, welcher im Folgenden beschrieben wird. Die Lohnungleichheit ist in den letzten 25 Jahren in Deutschland kontinuierlich angestiegen (Kohn, 2006; Gernandt und Pfeiffer, 2007; Dustmann et al., 2009; Antonczyk et al., 2009). Im Gegensatz zu der starken Zunahme der Lohnspreizung in den USA und Großbritannien seit den 1980er Jahren war

die Entwicklung in Deutschland in den 1980ern auf die obere Hälfte der Lohnverteilung beschränkt. Erst seit den 1990er Jahren nimmt in Deutschland die Lohnungleichheit auch im unteren Bereich der Lohnverteilung zu (Fitzenberger, 1999; Dustmann et al., 2009). Als Grund für die verzögerte Entwicklung in Deutschland wurde vermutet, dass Arbeitsmarktinstitutionen wie Gewerkschaften und Mindestlöhne die stärkere Lohndiversifizierung am unteren Rand bis in die 1990er Jahre verhindert haben (Fitzenberger, 1999; Fitzenberger et al., 2008; Dustmann et al., 2009). Der Beitrag des Rückgangs der Tarifbindung auf die Lohnungleichheit wurde in zahlreichen internationalen Studien untersucht.⁷ In den USA gehen demnach 20% der zunehmenden Lohnspreizung auf eine geringere Gewerkschaftsmacht zurück (Card, 2001; Addison et al., 2007). Für Deutschland finden Dustmann et al. (2009), dass rund 28% der Lohnungleichheit am unteren Rand der Lohnverteilung auf den Rückgang der Tarifbindung zurückzuführen sind, während es am oberen Rand nur 11% sind.

Um ein detaillierteres Bild derjenigen Faktoren zu erhalten, die den Anstieg der Lohnungleichheit treiben, muss ähnlich wie im vorherigen Abschnitt beschrieben eine Zerlegung des Gesamteffektes in verschiedene Komponenten durchgeführt werden, um eventuelle Kompositionseffekte herauszufiltern. Dazu verwenden wir eine sequentielle Dekomposition über die gesamte Lohnverteilung unter Verwendung von Quantilsregressionen. Dafür entwickeln wir in der Studie Antonczyk et al. (2010b) die Zerlegungsmethode von Machado und Mata (2005) und Melly (2005) weiter, um der gemeinsamen Verteilung der Kovariate Rechnung zu tragen (siehe auch DiNardo et al. (1996) und Chernozhukov et al. (2008) für verwandte Ansätze). Wir unterscheiden in dieser Zerlegung zwischen den Koeffizienten- und Charakteristikaeffekten über die ganze Lohnverteilung jeweils für Veränderungen im Tarifsysteem, in den Firmencharakteristika sowie in den persönlichen Charakteristika.

Die Ergebnisse in Antonczyk et al. (2010b) zeigen, dass die Lohnungleichheit sowohl für Männer als auch für Frauen stark angestiegen ist. Dieser Anstieg ergibt sich sowohl aus den Reallohngegewinnen im oberen Bereich der Lohnverteilung als auch aus den Reallohnverlusten unterhalb des Medians. Unsere sequentielle Zerlegung zeigt, dass alle Arbeitsplatzeffekte (Firmeneffekte, Tarifbindung) einen Anteil am Anstieg der Lohnungleichheit haben. Der Rückgang der Tarifbindung trägt zu einem gewissen Teil zu dem Anstieg der Lohnungleichheit bei. Gleichzeitig steigt auch die Lohnungleichheit innerhalb der Lohnverhandlungsregime. Die Tarifbindungseffekte werden durch die Veränderungen der firmenspezifischen Koeffizienten dominiert, wobei letztere nahezu ausschließlich durch die Branchenkoeffizienten getrieben sind. Die Veränderung der Lohnunterschiede zwischen und innerhalb der Branchen erklärt zu einem großen Teil den beobachteten Anstieg der

⁷Für eine internationale Perspektive siehe Card (2001); Card et al. (2003); Addison et al. (2007); de la Rica et al. (2008); Fortin und Lemieux (1997); DiNardo et al. (1996), und für Deutschland: Fitzenberger (1999); Gerlach und Stephan (2006); Fitzenberger und Kohn (2005); Kohn und Lembcke (2007).

Lohnungleichheit. Weiterhin tragen persönliche Koeffizienten etwas zu dem Anstieg der Lohnungleichheit bei. So lässt sich zusammenfassend sagen, dass der Rückgang der Tarifbindung zwar signifikant zum Anstieg der Lohnspreizung beigetragen hat und somit eine größere Lohnflexibilität zulässt, andere Komponenten aber noch größere Effekte aufweisen. Die verstärkte Lohnflexibilität könnte beispielsweise durch die verstärkte Anwendung von variablen Vergütungssystemen erklärt werden.

2.3 Kausaler Effekt der Tarifbindung auf die Lohnstruktur

Nach dieser deskriptiven Untersuchung beschreiben wir nun eine kausale Analyse des Effektes von Tarifbindung auf die Lohnstruktur. Antonczyk (2010) ist die erste Studie für Deutschland, die im Rahmen einer Kausalanalyse explizit berücksichtigt, dass die Tarifbindung endogen sein kann. Insbesondere lässt diese Arbeit zu, dass es sowohl von der Arbeitnehmerseite als auch von der Arbeitgeberseite Selektionsmechanismen in die Tarifbindung geben kann. Diese Selektion kann dazu führen, dass einfache Vergleiche der Löhne zwischen tarifgebundenen und nicht tarifgebundenen Arbeitnehmern, auch unter Berücksichtigung der beobachtbaren Charakteristika der Arbeitnehmer und der Betriebe, verzerrte Ergebnisse liefern können. Beispielsweise ist es möglich, dass sich häufig Arbeiter mit hoher unbeobachteter Produktivität in tarifgebundene Betriebe selektieren, was ein positives Lohndifferential zwischen tarifgebundenen und nicht tarifgebundenen Arbeitern erklären kann. Spiegelbildlich dazu ist es vorstellbar, dass sich nur besonders produktive Firmen dazu entschließen, einem Arbeitgeberverband beizutreten und infolgedessen einen Tarifvertrag anzuwenden. Frühere Studien haben ergeben, dass Arbeitnehmer die in tarifgebundenen Unternehmen arbeiten, im Mittel 3–6% höhere Löhne beziehen, nach Berücksichtigung ihrer beobachtbaren Charakteristika (Burda et al., 2008). Gürtzgen (2010) konzentriert sich auf das verarbeitende Gewerbe und vergleicht Firmen, die ihr Tarifvertragsregime ändern, also z.B. einem Flächentarifvertrag beitreten und vorher nicht tarifgebunden waren, mit Firmen, die weiterhin im ursprünglichen Tarifvertragsregime bleiben, also im Beispiel weiterhin nicht tarifgebunden sind. Sie kommt zu dem Ergebnis, dass der Effekt der Tarifbindung auf die Lohnhöhe davon abhängt, in welchem Tarifvertragsregime die Firmen starten, und dass der Aufschlag im Mittel nicht signifikant von Null verschieden ist.

Gleichzeitig wurde dokumentiert, dass die Löhne in tarifgebundenen Unternehmen weniger stark streuen als in nicht tarifgebundenen Unternehmen (Antonczyk et al., 2010b).⁸

⁸Der Effekt, dass Tarifverträge die Lohnungleichheit verringern, wurde neben der Betrachtung der Varianz bzw. verschiedener Interquartilsabstände auch durch weitere Maßzahlen dokumentiert. So zeigen Dustmann und Schönberg (2009), dass die Lohndifferenziale zwischen den verschiedenen Qualifikationsgruppen weniger stark ausgeprägt sind in den Firmen, die tarifgebunden sind. Gürtzgen (2009) kommt zu dem Ergebniss, dass die Löhne in tarifgebundenen Unternehmen weniger stark auf die aktuelle Gewinnsituation der Firmen reagieren, als dies der Fall in nicht tarifgebundenen Unternehmen ist.

Analog zum Mittelwert können auch bei der Lohndispersion Selektionseffekte auftreten. Zum Beispiel könnte es sein, dass die unbeobachtete Heterogenität der tarifgebundenen Arbeitnehmer stärker streut. Um den kausalen Effekt der Tarifbindung auf die Höhe und die Dispersion der Löhne zu schätzen wird die Verdienststrukturerhebung 2001 des Statistischen Bundesamts verwendet, analog zu den Abschnitten 2.1 und 2.2. Zu diesem verknüpften Arbeitgeber-Arbeitnehmer-Datensatz werden verschiedene Instrumentvariablen auf Kreisebene zugespielt, um exogene Variation in der “Tarifbindung (ja/nein)” abzubilden.⁹ Die Daten zeigen, dass 59% der Arbeitnehmer tarifgebunden sind.¹⁰

Die Ergebnisse legen nahe, dass der kausale Effekt der Tarifbindung auf die durchschnittliche Lohnhöhe sehr nahe bei Null liegt und nicht signifikant ist. Die Schätzung eines 4%-igen Lohnaufschlags für tarifgebundene Arbeitnehmer, der sich aus einer OLS Schätzung ergibt, wird hauptsächlich durch unbeobachtete Heterogenität erklärt: insbesondere deuten die Ergebnisse darauf hin, dass die tarifgebundenen Arbeitnehmer auch in der kontrafaktischen Situation, in der sie nicht tarifgebunden wären, mehr verdienen hätten als die Arbeitnehmer, die tatsächlich in nicht tarifgebundenen Unternehmen arbeiten. Eine mögliche Erklärung für den sehr geringen kausalen Effekt ist, dass sich nicht tarifgebundene Unternehmen bezüglich der Höhe der Löhne stark nach den jeweiligen Tarifabschlüssen in ihrer Branche richten, da sie um dieselben Arbeitnehmer konkurrieren. Im Gegensatz zu dem Durchschnittswert der Lohnhöhe findet sich durchaus ein kausaler Effekt auf die Lohndispersion. Nach einer OLS Schätzung ist die residuale Standardabweichung der logarithmierten Löhne von tarifgebundenen Arbeitnehmern im Vergleich zu nicht tarifgebundenen Arbeitnehmern um 20% niedriger – dieser Wert ist zwei Prozentpunkte höher als das Ergebnis des Vergleichs der unkonditionalen Standardabweichungen. Wenn zudem die unbeobachtete Heterogenität berücksichtigt wird, zeigen die Ergebnisse, dass die Tarifbindung die Standardabweichung der logarithmierten Löhne sogar um 26% verringert. Daraus lässt sich schließen, dass sich Arbeitnehmer mit beobachtbaren und unbeobachtbaren Charakteristika, welche mit einer höheren Lohndispersion einhergehen, in tarifgebundene Unternehmen selektieren. Das Ergebnis, dass es keinen Effekt der Tarifbindung auf die Lohnhöhe, wohl aber auf die Lohnungleichheit gibt, kann ein Anzeichen dafür sein, dass die Gewerkschaften ihre Prioritäten in den Lohnverhandlungen weniger auf die Lohnhöhe und mehr auf die Reduktion der Lohnungleichheit setzen. Die Studie Antonczyk (2010) hat erstmalig für Deutschland kausale Evidenz für die Lohneffekte der

⁹Diese Instrumentvariablen sind zum einen die Anteile der Gewerkschaftsmitglieder in den frühen 1960er Jahren und zum anderen der Anteil von Protestanten und Katholiken. Diese Variablen sind signifikant in der Bestimmung der Tarifbindung und zudem glaubhaft exogen.

¹⁰Die Diskrepanz in den Anteilen der tarifgebundenen Arbeitnehmern in diesem Abschnitt und den vorherigen Abschnitten ergibt sich aus der unterschiedlichen Datenselektion in den Studien Antonczyk (2010) und Antonczyk et al. (2010b). Insbesondere werden in Antonczyk (2010) verschiedene Industriezweige des produzierenden Gewerbes nicht berücksichtigt, da diese möglicherweise mit der Instrumentvariable “Anteile der Gewerkschaftsmitglieder im Jahr 1960” korreliert sind.

Tarifbindung vorgelegt. Die genauen Verteilungseffekte der Tarifbindung sind in weiteren Studien noch zu untersuchen.

3 Polarisierung

Wie im vorherigen Abschnitt beschrieben, ist die Lohnungleichheit in den meisten Industrieländern seit Ende der 1970er Jahre angestiegen. Als mögliche Erklärungen für diese Entwicklung werden in der Literatur zum einen sich verändernde Arbeitsmarktinstitutionen genannt (z.B. Rückgang der Gewerkschaftmitgliedschaft und damit einhergehend eine Abnahme der Tarifbindung – siehe Abschnitt 2 dieser Studie). Zum anderen stellen der qualifikationsverzerrte technische Fortschritt (Skill-Biased Technological Change, kurz SBTC) bzw. Veränderungen im Angebot von höher qualifizierten Arbeitnehmern mögliche Ursachen dar.

SBTC ist der in der Literatur populärste Erklärungsansatz. Dieser unterstellt eine steigende Nachfrage nach hochqualifizierten Arbeitskräften, welche höher ausfällt als der parallel verlaufende Anstieg des Angebots an höherqualifizierten Arbeitskräften. Autor et al. (2003) operationalisieren den Transmissionsmechanismus, mit dem Technologie in Form der von den Arbeitskräften ausgeführten Tätigkeiten den Arbeitsmarkt verändert. Dieser sogenannte tätigkeitsbasierte Ansatz ('Task-Based Approach') legt dar, wie die veränderte Technologie zu einer Substitution von Routine-Tätigkeiten durch Computer und Maschinen führt. Demzufolge steigt die Nachfrage nach denjenigen Arbeitskräften, die Nicht-Routine-Tätigkeiten ausüben.

Zur Erforschung der Frage, ob die Verschiebung der Tätigkeiten zur Veränderung der Lohnstruktur in Deutschland beiträgt, eignen sich besonders die Daten aus den Erhebungen "Qualifikation und Berufsverlauf" und "Erwerbstätigenbefragung" des Bundesinstituts Berufsbildung (BIBB), da in diesen Umfragedaten explizit die Tätigkeiten auf individueller Ebene umfangreich abgefragt werden. Ebenso beinhalten diese Datensätze für jede befragte Person Angaben zum Lohn sowie zu den Arbeitszeiten. Somit kann auf Mikroebene über den Zeitablauf festgestellt werden, wie die Verschiebung der Tätigkeiten mit den Veränderungen der Lohnstruktur zusammenhängen. Die Studie von Antonczyk et al. (2009) untersucht als erste Arbeit mithilfe der beiden neuesten verfügbaren Wellen dieser Datensätze – diese wurden 1999 und 2006 erhoben – die Frage, inwiefern ein "Task-Based Approach" zur Erklärung des Anstiegs der Lohnungleichheit in den ersten Jahren des neuen Jahrtausends beitragen kann. Hierzu werden die Tätigkeiten, aufbauend auf Spitz-Oener (2006), in fünf verschiedenen Kategorien zusammengefasst. Mithilfe einer nichtlinearen Variante der Blinder-Oaxaca Dekomposition entlang der gesamten Lohnverteilung werden die Einflüsse der persönlichen Charakteristika von denen der Tätigkeiten getrennt. Die Ergebnisse zeigen, dass die Veränderungen der persönlichen

Charakteristika einen Teil der ansteigenden Lohnungleichheit erklären können, während die Veränderung der Tätigkeiten die Lohnungleichheit stark reduziert. Der Koeffizienten-Effekt der persönlichen Charakteristika verstärkt die Zunahme der Lohnungleichheit im oberen Bereich der Lohnverteilung. Der Einfluss des Koeffizienten-Effekts der Tätigkeiten weist einen umgekehrt U-förmigen Verlauf auf. Insgesamt kann somit ein tätigkeitsbasierter Ansatz den gegenwärtigen Anstieg der Lohnungleichheit in Deutschland nicht erklären. Nur im unteren Bereich der Lohnverteilung liefert die Veränderung der Tätigkeits-Koeffizienten einen Erklärungsbeitrag hinsichtlich der zunehmenden Lohnungleichheit. Demzufolge fielen die Löhne für die im unteren Bereich der Lohnverteilung nachgefragten Tätigkeiten besonders stark.

Neuere Studien argumentieren, dass der technologische Fortschritt einen “polarisierenden” Effekt auf den Arbeitsmarkt haben kann, anstatt gleichmäßig höher qualifizierte Arbeitskräfte relativ zu niedriger qualifizierten Arbeitskräften besserzustellen. Vielmehr profitieren demnach sowohl Hoch- als auch Niedrigqualifizierte, welche Nicht-Routine-tätigkeiten ausführen (diese Arbeitskräfte sind oft am oberen und unterem Rand der Lohnverteilung zu finden), relativ zu Arbeitskräften in der Mitte Lohnverteilung, die in der Vergangenheit Routinetätigkeiten ausführten. Vom Rückgang dieser Tätigkeiten stammt die Bezeichnung “Routinisierungshypothese”. Seit den 90er Jahren gibt es Evidenz für eine Polarisierung der Beschäftigung in den USA, Großbritannien und Deutschland. Hinweise auf eine Polarisierung von Löhnen gibt es jedoch lediglich für die USA (Autor et al., 2008; Gosling et al., 2000; Dustmann et al., 2009).

Es wird häufig unterstellt, dass die Validität des SBTC als Erklärungsansatz für die Veränderungen des Arbeitsmarkts ähnliche Arbeitsmarktentwicklungen in Ländern mit gleichem technologischen Entwicklungsstand impliziere. Daher vergleichen Antonczyk et al. (2010a) die Arbeitsmarkttrends zwischen den USA und Deutschland. Aufbauend auf einem Dekompositionsansatz von MaCurdy und Mroz (1995) werden die Trends in beiden Ländern für den Zeitraum 1979–2004 an verschiedenen Perzentilen der Lohnverteilung in Kohorteneffekte, Alterseffekte und Zeiteffekte (makroökonomische Effekte) zerlegt.

Die geschätzten Zeiteffekte bestätigen die steigende Lohnungleichheit in beiden Ländern. Dies gilt sowohl für den Fall der Betrachtung von Medianlöhnen zwischen verschiedenen Qualifizierungsgruppen als auch für die Entwicklung innerhalb dieser Gruppen. Für die USA liefert die Studie zudem, basierend auf diesen makroökonomischen Effekten, Evidenz für eine Polarisierung der Löhne sowohl innerhalb als auch zwischen verschiedenen Qualifikationsgruppen. Für Deutschland werden lediglich Hinweise auf eine Polarisierung zwischen den Qualifikationsgruppen gefunden, welche interessanterweise in einer unkonditionalen Analyse durch Kompositionseffekte verdeckt werden. Jedoch zeigt sich gleichzeitig eine wachsende Lohnungleichheit innerhalb dieser Gruppen. Weiterhin werden die Veränderung der Beschäftigung in 10-Jahres Intervallen nach Alters-Qualifikationsgruppen

analysiert. Für beide Länder gibt es Evidenz für eine Polarisierung der Beschäftigung seit Mitte der 90er Jahre und keinerlei Hinweise für eine solche Entwicklung in früheren Perioden. Dieser Befund wird durch die Beobachtung bestätigt, dass sowohl in den USA als auch in Deutschland die Abnahme des Anteils der Niedrigqualifizierten Mitte der 90er Jahre endet und gleichzeitig das Durchschnittsalter dieser Gruppe fällt.

Zusammenfassend zeigen Antonczyk et al. (2010a), dass es einige Entwicklungen der Lohnungleichheit und insbesondere der Beschäftigungsstruktur gibt, welche mit einer durch den technologischen Fortschritt getriebenen Polarisierung des Arbeitsmarkts konsistent sind. Andererseits fällt auf, dass es einige Aspekte in der Entwicklung der Lohnungleichheit gibt, die sich stark zwischen den Ländern unterscheiden. Dies lässt den Schluss zu, dass SBTC alleine nicht die empirischen Befunde erklären kann.

4 Fazit

Diese Arbeit gibt eine zusammenfassende Darstellung von Ergebnissen zum Anstieg der Lohnungleichheit, zum Rückgang der Tarifbindung und zu der Frage, inwieweit für den deutschen Arbeitsmarkt eine Polarisierung zu beobachten ist. Zum Abschluss sollen einige wirtschaftspolitisch relevante Aspekte der Ergebnisse diskutiert werden.

Erstens, der Anstieg der Lohnungleichheit in Deutschland erfolgt seit Mitte der 1990er Jahre und ist seit 2000 sehr ausgeprägt. Die Daten zeichnen das Anwachsen eines umfangreichen Niedriglohnsektors in Deutschland nach. Der Anstieg der Lohnungleichheit lässt sich nur zu einem kleinen Teil durch einen Anstieg von qualifikatorischen Lohndifferenzialen (Bildungsrenditen) oder steiler werdenden Altersprofilen der Entlohnung erklären, Effekte welche nach der SBTC-Hypothese wichtige Transmissionsmechanismen gewesen wären.

Zweitens, der starke Rückgang der Tarifbindung zwischen 2001 und 2006 lässt sich nur zu einem kleinen Teil aus Veränderungen in Strukturmerkmalen der Firmen erklären. Es ist insbesondere nicht der Fall, dass die Tarifbindung zurückgeht, weil Wirtschaftszweige mit hoher Tarifbindung relativ zu Wirtschaftszweigen mit niedriger Tarifbindung schrumpfen. Die Tarifbindung geht in nahezu allen Wirtschaftszweigen zurück.

Drittens, der Rückgang der Tarifbindung passt von der zeitlichen Abfolge sehr gut als Erklärung des Anstiegs der Lohnungleichheit. Inzwischen liegt zudem erstmalig für Deutschland kausale Evidenz dafür vor, dass die Tarifbindung einen negativen Effekt auf die Lohnungleichheit ausübt. Gleichwohl zeigen detaillierte empirische Ergebnisse, dass der Rückgang der Tarifbindung nur zu einem kleinen Teil den Anstieg der Lohnungleichheit erklären kann. Als sehr bedeutender Erklärungsfaktor für den Anstieg der Lohnungleichheit können die Veränderungen der Lohnunterschiede zwischen und innerhalb der Wirtschaftszweige identifiziert werden. Diese zunehmende Lohnflexibilisierung erfolgt so-

wohl im tarifgebundenen wie auch im nicht tarifgebundenen Bereich. Die beobachtete Entwicklung ist kompatibel mit dem zunehmenden Einsatz von flexibleren Entlohnungsformen auf Firmenebene, bspw. in Form von variablen Vergütungssystemen, welcher in zukünftigen Studien näher untersucht werden sollte.

Viertens, die Routinisierungshypothese ist eine plausible Erklärung für die Polarisierung der Beschäftigung in Deutschland. Seit den 1990er Jahren ist jedoch keine Polarisierung der Entlohnung in Deutschland festzustellen. Dies bedeutet insbesondere, dass der Anstieg der Arbeitsnachfrage für einfache Nicht-routinetätigkeiten bisher nicht mit Lohngewinnen im Niedriglohnbereich einhergegangen ist. Es ist nicht erkennbar, dass sich dies in naher Zukunft ändern wird.

Fünftens, das Anwachsen des Niedriglohnsektors und der Rückgang der Tarifbindung sind Auslöser der seit einigen Jahren gestellten politischen Forderungen zur Einführung von Mindestlöhnen. In einigen Wirtschaftszweigen sind bereits Mindestlöhne eingeführt worden. Aus unseren Ergebnissen lässt sich keine Forderung nach einer Einführung von Mindestlöhnen ableiten. Vielmehr muss festgehalten werden, dass der Anstieg der Lohnungleichheit vermutlich die vergleichsweise gute Beschäftigungsentwicklung seit 2005 unterstützt hat. Gleichwohl stellt der Anstieg der Lohnungleichheit eine große wirtschafts- und sozialpolitische Herausforderung dar.

Literatur

- Addison, J. T., Bailey, R. W., und Siebert, W. S. (2007). The Impact of Deunionisation on Earnings Dispersion Revisited. *Research in Labor Economics*, 26(2):337–363.
- Antonczyk, D. (2010). Using Social Norms to Estimate the Effect of Collective Bargaining on the Wage Structure. *Working Paper, Albert-Ludwigs-University Freiburg*.
- Antonczyk, D., DeLeire, T., und Fitzenberger, B. (2010a). Polarization and Rising Wage Inequality: Comparing the U.S. and Germany. *IZA Discussion Paper*, 4842.
- Antonczyk, D., Fitzenberger, B., und Sommerfeld, K. (2010b). Rising Wage Inequality, the Decline of Collective Bargaining, and the Gender Wage Gap. *Labour Economics*, 17(5):835–847.
- Antonczyk, D., Fitzenberger, F., und Leuschner, U. (2009). Can a Task-Based Approach Explain the Recent Changes in the German Wage Structure? *Journal of Economics and Statistics*, 229(2+3):214–238.
- Autor, D. und Dorn, D. (2009). Inequality and Specialization: The Growth of Low-Skill Service Jobs in the United States. *IZA Discussion Paper*, 4290.
- Autor, D., Katz, L., und Kearney, M. (2008). Trends in U.S. Wage Inequality: Revising the Revisionists. *Review of Economics and Statistics*, 90(2):300–323.
- Autor, D., Levy, F., und Murnane, R. (2003). The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4):1279–1333.

- Burda, M., Fitzenberger, B., Lembcke, A. C., und Vogel, T. (2008). Unionization, Stochastic Dominance, and Compression of the Wage Distribution: Evidence from Germany. *SFB 649 Discussion Paper 2008-041*.
- Card, D. (2001). The Effect of Unions on Wage Inequality in the U.S. Labor Market. *Industrial and Labor Relations Review*, 54(2):296–315.
- Card, D., Lemieux, T., und Riddell, W. C. (2003). Unions and the Wage Structure. *In: International Handbook of Trade Unions*, ed. by John T. Addison and Claus Schnabel, Chapter 8:246–292.
- Chernozhukov, V., Fernández-Val, I., und Melly, B. (2008). Inference on counterfactual distributions. *MIT Working Paper*, 08-16.
- de la Rica, S., Dolado, J. J., und Llorens, V. (2008). Glass ceilings or floors? Gender wage gaps by education in Spain. *Journal of Population Economics*, 21:751–778.
- DiNardo, J., Fortin, N., und Lemieux, T. (1996). Labor Markets Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64:1001–1044.
- Dustmann, C., Ludsteck, J., und Schönberg, U. (2009). Revisiting the German Wage Structure. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(2):843–881.
- Dustmann, C. und Schönberg, U. (2009). Training and Union Wages. *Review of Economics and Statistics*, 92(2):363–376.
- Fitzenberger, B. (1999). Wages and Employment Across Skill Groups: An Analysis for West Germany. *Physica/Springer, Heidelberg*.
- Fitzenberger, B. und Franz, W. (2000). Der Flächentarifvertrag: Eine kritische Würdigung aus ökonomischer Sicht. *Beitrag für das 29. Wirtschaftswissenschaftliche Seminar Ottobeuren*, in: Franz, W., Hesse, H., Ramser, H.J. und M. Stadler (Hrsg.), *Ökonomische Analyse von Verträgen*, J.C.B. Mohr (Paul Siebeck) Tübingen, *Schriftenreihe des wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren*, 29:191–232.
- Fitzenberger, B. und Kohn, K. (2005). Gleicher Lohn für gleiche Arbeit? Zum Zusammenhang zwischen Gewerkschaftsmitgliedschaft und Lohnstruktur in Westdeutschland 1985-1997. *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung*, 38:125–146.
- Fitzenberger, B., Kohn, K., und Lembcke, A. C. (2008). Union Density and Varieties of Coverage: The Anatomy of Union Wage Effects in Germany. *ZEW Discussion Paper*, 08-012.
- Fitzenberger, B., Kohn, K., und Wang, Q. (2010). The Erosion of Union Membership in Germany: Determinants, Densities, Decompositions. *Journal of Population Economics*, forthcoming.
- Fortin, N. und Lemieux, T. (1997). Institutional Changes and Rising Wage Inequality: Is There a Linkage? *Journal of Economic Perspectives*, 11(2):75–96.
- Gerlach, K. und Stephan, G. (2006). Bargaining regimes and wage dispersion. *Journal of Economics and Statistics*, 226:629–645.
- Gernandt, J. und Pfeiffer, F. (2007). Rising Wage Inequality in Germany. *Journal of Economics and Statistics*, 227:358–380.

- Goos, M. und Manning, A. (2007). Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain. *Review of Economics and Statistics*, 89:118–133.
- Gosling, A., Machin, S., und Meghir, C. (2000). The Changing Distribution of Male Wages in the U.K. *Review of Economic Studies*, 67:635–666.
- Gürtzgen, N. (2009). Rent-sharing and Collective Bargaining Coverage: Evidence from Linked Employer-Employee Data. *Scandinavian Journal of Economics*, 111(2):323–349.
- Gürtzgen, N. (2010). Estimating the Wage Premium of Collective Wage Contracts – Evidence from Longitudinal Linked Employer-Employee Data. *Working Paper, ZEW Mannheim*.
- Kohaut, S. und Ellguth, P. (2008). Neu gegründete Betriebe sind seltener tarifgebunden. *IAB-Kurzbericht*, 16.
- Kohn, K. (2006). Rising Wage Dispersion, After All! The German Wage Structure at the Turn of the Century. *ZEW Discussion Paper*, 06-031.
- Kohn, K. und Lembcke, A. C. (2007). Wage Structure by Bargaining Regime. *AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv*, 1(3-4):247–261.
- Machado, J. und Mata, J. (2005). Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions using Quantile Regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20(4):445–465.
- Machin, S. und van Reenen, J. (2007). Changes in Wage Inequality. *Centre for Economic Performance, London School of Economics, Special Paper No. 18*.
- MaCurdy, T. und Mroz, T. (1995). Measuring Macroeconomic Shifts in Wages from Cohort Specifications. *Unpublished Manuscript, Stanford University and University of North Carolina*.
- Melly, B. (2005). Decomposition of differences in distribution using quantile regression. *Labour Economics*, 12(4):577–590.
- OECD, editor (2004). *OECD Employment Outlook, Chapter 3, Wage-Setting Institutions and Outcomes*. Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.
- Schnabel, C. (2005). Gewerkschaften und Arbeitgeberverbände: Organisationsgrade, Tarifbindung und Einflüsse auf Löhne und Beschäftigung. *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung*, 2 and 3:181–196.
- Spitz-Oener, A. (2006). Technical Change, Job Tasks, and Rising Educational Demands: Looking Outside the Wage Structure. *Journal of Labor Economics*, 24(2):235–270.

Anhang

Tabelle 3: Marginale Effekte für Männer

Abhängige Variable: Tarifbindung (ja/ nein)	2001			2006		
	ME	SE	p-Wert	ME	SE	p-Wert
Betriebsebene						
Bergbau	0,067	0,028	0,016	-0,192	0,100	0,056
Ernährung und Tabak	-0,093	0,037	0,012	-0,298	0,041	0,000
Textilgewerbe	-0,009	0,042	0,835	-0,180	0,052	0,001
Holzgewerbe	-0,099	0,031	0,002	-0,240	0,046	0,000
Verlage und Druck	-0,022	0,027	0,408	-0,153	0,038	0,000
Chemische Industrie	-0,137	0,033	0,000	-0,319	0,049	0,000
Gummi und Kunststoff	0,036	0,024	0,128	-0,228	0,049	0,000
Nicht-Metall	-0,109	0,030	0,000	-0,264	0,047	0,000
Metallindustrie (Referenzkategorie)						
Maschinenbau	-0,108	0,030	0,000	-0,160	0,042	0,000
Anlagenbau	-0,094	0,034	0,006	-0,204	0,048	0,000
Elektrotechnik	-0,118	0,040	0,003	-0,330	0,064	0,000
Steuer-&Regelungstechnik	-0,167	0,040	0,000	-0,233	0,044	0,000
Fahrzeugbau	-0,033	0,035	0,352	-0,124	0,058	0,033
Sonstiges prod. Gewerbe	-0,100	0,036	0,006	-0,271	0,054	0,000
Energie und Wasser	0,051	0,044	0,247	0,024	0,051	0,634
Hoch- und Tiefbau	0,014	0,022	0,531	-0,119	0,035	0,001
Kfz-Handel und -Reparatur	-0,022	0,031	0,485	-0,205	0,042	0,000
Großhandel	-0,157	0,032	0,000	-0,307	0,038	0,000
Einzelhandel	-0,036	0,030	0,224	-0,237	0,049	0,000
Gastgewerbe	-0,002	0,029	0,948	-0,06	0,043	0,162
Transportgewerbe	-0,156	0,043	0,000	-0,274	0,041	0,000
Sonstiger Transport	-0,109	0,033	0,001	-0,339	0,042	0,000
Post, Telekommunikation	0,126	0,026	0,000	-0,209	0,052	0,000
Banken und Versicherungen	0,079	0,034	0,020	0,024	0,038	0,518
Immobilien	-0,112	0,043	0,009	-0,188	0,042	0,000
Datenverarbeitung	-0,416	0,045	0,000	-0,445	0,038	0,000
Forschung und Sonstiges	-0,312	0,035	0,000	-0,196	0,036	0,000
In öffentlicher Hand (> 50%)						
Anteil männlicher Besch.	0,228	0,015	0,000	0,271	0,023	0,000
10-99 Beschäftigte	0,137	0,024	0,000	0,221	0,034	0,000
100-199 Beschäftigte	-0,442	0,027	0,000	-0,376	0,032	0,000
200-999 Beschäftigte	-0,242	0,027	0,000	-0,211	0,036	0,000
1000-1999 Beschäftigte	-0,116	0,020	0,000	-0,107	0,036	0,003
Mehr als 1999 Beschäftigte (Referenzkategorie)	-0,045	0,019	0,014	0,031	0,035	0,364
Schleswig-Holstein, HH						
Niedersachsen, Bremen	-0,104	0,018	0,000	0,028	0,021	0,188
Nordrhein-Westfalen (Referenzkategorie)	0,017	0,013	0,199	0,078	0,02	0,000
Hessen	-0,078	0,016	0,000	-0,032	0,021	0,135
Rheinland-Pfalz, Saarland	-0,042	0,019	0,031	0,048	0,025	0,058
Baden-Württemberg	-0,070	0,014	0,000	-0,026	0,026	0,328
Bayern	-0,037	0,014	0,006	0,026	0,020	0,200
Personenebene						
Betriebszugehörigkeit	0,006	0,000	0,000	0,006	0,000	0,000
Alter	-0,000	0,000	0,049	-0,001	0,000	0,000
Niedrige Ausbildung	-0,008	0,007	0,255	0,006	0,009	0,480
Mittlerer Ausbildungsabschluss (Referenzkategorie)						
Hohe Ausbildung	0,001	0,008	0,916	-0,012	0,009	0,199
Ausbildungsinform fehlt	-0,089	0,013	0,000	-0,164	0,015	0,000
Anzahl der Beobachtungen	332.403			547.243		

Alle Ergebnisse sind mit der inversen Sampling-Wahrscheinlichkeit gewichtet.

Tabelle 4: Marginale Effekte für Frauen

Abhängige Variable: Tarifbindung (ja/ nein)	2001			2006		
	ME	SE	p-Wert	ME	SE	p-Wert
Betriebssebene						
Bergbau	0,176	0,038	0,000	-0,180	0,106	0,090
Ernährung und Tabak	-0,048	0,044	0,275	-0,244	0,045	0,000
Textilgewerbe	0,068	0,041	0,096	-0,189	0,054	0,000
Holzgewerbe	-0,013	0,042	0,747	-0,203	0,061	0,001
Verlage und Druck	0,032	0,038	0,394	-0,075	0,043	0,080
Chemische Industrie	-0,093	0,045	0,04	-0,281	0,056	0,000
Gummi und Kunststoff	0,072	0,044	0,101	-0,224	0,078	0,004
Nicht-Metall	-0,037	0,041	0,365	-0,186	0,059	0,002
Metallindustrie (Referenzkategorie)						
Maschinenbau	-0,018	0,045	0,692	-0,175	0,059	0,003
Anlagenbau	-0,048	0,052	0,36	-0,184	0,057	0,001
Elektrotechnik	-0,079	0,054	0,145	-0,327	0,061	0,000
Steuer-&Regelungstechnik	-0,102	0,050	0,041	-0,219	0,051	0,000
Fahrzeugbau	0,089	0,041	0,029	-0,103	0,060	0,085
Sonstiges prod. Gewerbe	-0,072	0,051	0,161	-0,282	0,059	0,000
Energie und Wasser	0,081	0,087	0,35	0,118	0,050	0,018
Hoch- und Tiefbau	0,058	0,036	0,102	-0,104	0,047	0,027
Kfz-Handel und -Reparatur	0,057	0,038	0,135	-0,199	0,049	0,000
Großhandel	-0,086	0,041	0,035	-0,314	0,042	0,000
Einzelhandel	0,133	0,031	0,000	-0,16	0,049	0,001
Gastgewerbe	0,084	0,037	0,022	0,014	0,043	0,754
Transportgewerbe	-0,075	0,053	0,152	-0,207	0,057	0,000
Sonstiger Transport	-0,023	0,046	0,613	-0,242	0,066	0,000
Post, Telekommunikation	0,214	0,049	0,000	-0,098	0,059	0,096
Banken und Versicherungen	0,201	0,032	0,000	0,087	0,042	0,037
Immobilien	-0,069	0,055	0,210	-0,165	0,049	0,001
Datenverarbeitung	-0,337	0,048	0,000	-0,415	0,039	0,000
Forschung und Sonstiges	-0,203	0,041	0,000	-0,218	0,041	0,000
In öffentlicher Hand (> 50%)						
Anteil männlicher Besch.	0,109	0,029	0,000	0,251	0,035	0,000
10-99 Beschäftigte	-0,431	0,031	0,000	-0,295	0,034	0,000
100-199 Beschäftigte	-0,265	0,032	0,000	-0,144	0,039	0,000
200-999 Beschäftigte	-0,138	0,026	0,000	-0,072	0,038	0,059
1000-1999 Beschäftigte	-0,032	0,023	0,173	0,062	0,042	0,137
Mehr als 1999 Beschäftigte (Referenzkategorie)						
Schleswig-Holstein, HH	-0,085	0,023	0,000	0,034	0,023	0,137
Niedersachsen, Bremen	0,031	0,017	0,070	0,061	0,029	0,037
Nordrhein-Westfalen (Referenzkategorie)						
Hessen	-0,104	0,024	0,000	-0,024	0,027	0,383
Rheinland-Pfalz, Saarland	-0,009	0,020	0,660	0,092	0,023	0,000
Baden-Württemberg	-0,075	0,018	0,000	0,011	0,022	0,628
Bayern	-0,032	0,018	0,070	0,023	0,021	0,257
Personenebene						
Betriebszugehörigkeit	0,007	0,000	0,000	0,007	0,001	0,000
Alter	-0,000	0,000	0,354	-0,001	0,000	0,000
Niedrige Ausbildung	0,011	0,009	0,249	0,030	0,012	0,013
Mittlerer Ausbildungsabschluss (Referenzkategorie)						
Hohe Ausbildung	-0,021	0,013	0,098	0,002	0,011	0,856
Ausbildungsinfo fehlt	-0,082	0,017	0,000	-0,122	0,014	0,000
Anzahl der Beobachtungen	108.346			199.018		

Alle Ergebnisse sind mit der inversen Sampling-Wahrscheinlichkeit gewichtet.