

# Fakten zur Entwicklung der qualifikatorischen und sektoralen Lohnstruktur

Lutz Bellmann, Hermann Gartner\*

Die vorliegende Arbeit untersucht den Einfluss der Schulausbildung und der Berufserfahrung auf die Entwicklung der Lohnungleichheit in den 90er Jahren. Mit den Daten aus der Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei (BLH) sowie der IAB-Beschäftigtenstichprobe werden Einkommensfunktionen vom Mincer-Typ als Tobit- und als Quantilsregressionen für West- und Ostdeutschland geschätzt. Es zeigt sich eine Zunahme der Prämien für Bildungsabschlüsse, besonders bei den Beschäftigten mit Abitur und mit Berufsausbildung sowie bei den (Fach-) Hochschulabsolventen. Die Entwicklung der Prämien ist in den neuen Bundesländern ähnlich wie in den alten Bundesländern verlaufen, wobei aber das Niveau niedriger ist. Insbesondere bei den Beschäftigten mit (Fach-) Hochschulabschluss haben die Unterschiede zwischen den alten und neuen Bundesländern im Zeitablauf abgenommen. In West- und Ostdeutschland haben die Löhne insbesondere in den Sektoren zugenommen, in denen bereits zu Beginn hohe Löhne bezahlt wurden. Auch bei der sektoralen Lohnstruktur ist ein Angleichungsprozess zwischen den alten und neuen Bundesländern zu beobachten. In einigen Wirtschaftszweigen in Ostdeutschland gab es relativ große Lohnsteigerungen. Dies sind vor allem Sektoren, in denen während der 90er Jahre westdeutsche und ausländische Unternehmen große Investitionsprojekte in Ostdeutschland durchgeführt haben. Die Ergebnisse der Quantilsregressionen zeigen ein uneinheitlicheres Bild, d.h. die Entwicklung der Prämien für Berufserfahrung und Bildungsabschlüsse differiert relativ stark zwischen den einzelnen Quantilen. Hinweise auf ein Überangebot an Hochqualifizierten, die Geringqualifizierte verdrängen und dafür niedrigere Bildungsprämien in Kauf nehmen, wurden nicht gefunden. Die beobachtete Veränderung der qualifikatorischen und sektoralen Lohnstruktur steht insgesamt im Einklang mit der Hypothese des „skill-biased technological and organizational change“ und bestätigt auch Studien aus anderen Ländern.

## Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Hypothesen und Forschungsstand
- 3 Datensatz
- 4 Schätzansatz
- 5 Ergebnisse
  - 5.1 Qualifikatorische Lohndifferentiale
  - 5.2 Sektorale Lohndifferentiale
  - 5.3 Quantilsregressionen
- 6 Zusammenfassung und Ausblick

## 1 Einleitung

Während der 90er Jahre kam es in Westdeutschland zu einem starken Anstieg der Arbeitslosigkeit der Un- und Angelernten: Bei den Männern überschritt die Arbeitslosenquote dieser Qualifikationsgruppe die 25-Prozent-Marke, bei den Frauen lag sie 1998 über 20 Prozent, während die Arbeitslosenquote der männlichen Akademiker weniger als 3 Prozent bzw. 5 Prozent betrug (vgl. Hummel/Reinberg 2003). Nach der berühmten Two-sides-of-the-same-

coin-Hypothese von Krugman (1994) wäre die Arbeitslosigkeit der Un- und Angelernten geringer, wenn die Lohn disparität größer wäre, so dass die Un- und Angelernten zu niedrigeren Löhnen beschäftigt werden könnten. Oder: Ist die größere Lohn disparität in einem Land der Preis für eine geringere Arbeitslosigkeit (Puhani 2003)? Damit wird die Disparität der Arbeitseinkommen zum zentralen Forschungsgegenstand: Untersucht wird die Entwicklung der Einkommensungleichheit in den 90er Jahren in Deutschland. An dieser Stelle soll auch nicht unerwähnt bleiben, dass die Hypothese von Krugman mit dem Hin-

---

\* PD Dr. Lutz Bellmann ist Leiter des Forschungsbereichs „Betriebe und Beschäftigung“ im IAB, Research Associate des Instituts Zukunft der Arbeit und Lehrbeauftragter der Bayerischen Julius-Maximilians-Universität Würzburg. Dr. Hermann Gartner ist wissenschaftlicher Mitarbeiter im IAB. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren. Er wurde im September 2003 eingereicht und nach der Begutachtung und einer Revision im Dezember 2003 zur Veröffentlichung angenommen.

weis auf die höhere Produktivität von Un- und Angelehrten in Deutschland kritisiert worden ist (vgl. Nickell/Bell 1995, 1996).

Es geht – wie Pereira/Martins (2000) sowie Ammermüller/Weber (2003) kürzlich herausgearbeitet haben – aber nicht nur um die Einkommensunterschiede zwischen verschiedenen Qualifikationsgruppen, sondern auch um die Einkommensunterschiede innerhalb von Qualifikationsgruppen. Insofern reichen traditionelle Methoden zur Schätzung von Einkommensfunktionen vom Mincer-Typ allein nicht aus, sondern sind um Quantilsregressionen zu ergänzen.

Weiterhin sind sektorale Lohnunterschiede von besonderem Interesse, weil erstens die Position und die Veränderungen einzelner Wirtschaftszweige, die zum Hochtechnologie-Bereich gehören, Hinweise auf die Gültigkeit der Hypothese des Einflusses des technisch-organisatorischen Wandels auf die Lohnstruktur geben. Zweitens haben beispielsweise Bellmann/Möller (1995) die Frage untersucht, ob sich die sektoralen Lohnunterschiede unter Berücksichtigung der Humankapitalvariablen ändern oder nicht. Werden Beschäftigte mit denselben Qualifikationen in verschiedenen Wirtschaftszweigen unterschiedlich entlohnt? Damit verknüpft ist die Frage, welche Bedeutung unterschiedliche Qualifikationsstrukturen in verschiedenen Wirtschaftszweigen besitzen.

Die vorliegende Arbeit knüpft an die aktuelle wissenschaftliche Diskussion der Entwicklung der Lohnungleichheit an. Mit den Daten aus der Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei (BLH) sowie der IAB-Beschäftigtenstichprobe werden Einkommensfunktionen vom Mincer-Typ als Tobit- aber auch als Quantilsregressionen für den Zeitraum 1990 bis 2000 geschätzt. Dabei werden allerdings nur vollzeitbeschäftigte Männer, die sich nicht in Ausbildung befinden, betrachtet. Erstmals werden mit diesen Daten Einkommensfunktionen für West- und Ostdeutschland berechnet. Der Aufbau der Arbeit ist folgender: Im nächsten Abschnitt werden die Hypothesen und der Forschungsstand dargestellt. In Abschnitt 3 wird der verwendete Datensatz vorgestellt. Danach wird im Abschnitt 4 der Schätzansatz erläutert. Der Abschnitt 5 enthält die Ergebnisse der Tobit-Schätzungen sowohl für die qualifikatorischen als auch für die intersektoralen Lohndifferenziale sowie die Ergebnisse der Quantilsregressionen. Der letzte Abschnitt fasst die Ergebnisse zusammen und entwickelt eine Forschungsperspektive.

## 2 Hypothesen und Forschungsstand

In den USA gab es bereits am Ende der 80er und zu Beginn der 90er Jahre eine heftige Diskussion der Ursachen der Vergrößerung der Lohnungleichheit. Als Erklärungen wurden bereits damals genannt:

– Der Rückgang der Beschäftigung im Verarbeitenden Gewerbe, der zu einer relativen Zunahme der Nachfrage nach höher qualifizierten Beschäftigten geführt habe (Murphy/Welch 1991).

– Die Erosion des Anteils der Gewerkschaftsmitglieder an den Beschäftigten, die mit einem Rückgang des Einkommens ihrer Mitglieder – überwiegend Nicht-Akademiker – verbunden ist (Bluestone/Harrison 1988, Freeman 1991, DiNardo/Fortin/Lemieux 1996).

– Die Abschwächung der Zunahme des Angebots an Höherqualifizierten habe bei einer gleichzeitigen Akzeleration der Nachfrage nach höher qualifizierten Arbeitskräften einen Anstieg ihrer relativen Arbeitseinkommensposition zur Folge gehabt (Murphy/Welch 1991, Bishop/Carter 1991).

In der jüngeren Diskussion werden verstärkt Ursachen für die Lohnentwicklung zwischen Hoch- und Geringqualifizierten diskutiert, die aber auch schon wesentlich früher als Erklärungsansätze von Bluestone/Harrison (1998), Freeman (1991) und Krueger (1993) präsentiert worden sind: Es handelt sich dabei um den zunehmenden Einfluss des internationalen Handels und der Migration sowie des technisch-organisatorischen Wandels. Für Deutschland hat Fitzenberger (1999) eine größere Bedeutung des technisch-organisatorischen Wandels im Vergleich zum internationalen Handel festgestellt. In Dekompensationsansätzen, in denen die relative Bedeutung mehrerer Einflussfaktoren für die Lohnverteilung analysiert wurde, wie z. B. von Bound/Johnson (1992), erhielt der „Restfaktor“ ein großes Gewicht. Die relativ einheitliche Zunahme der Lohndispersion in Ländern mit vergleichbarem wirtschaftlichen Entwicklungsstand spricht ebenfalls für diese Interpretation (Katz/Loveman 1992). Dabei wird die Rolle von PCs, des Internet und die Leistungsfähigkeit von Mikrochips besonders hervorgehoben (Acemoglu 1996).

In der neuesten Literatur werden organisatorische Veränderungen wie die Einführung von Gruppenarbeit, Dezentralisierung von Entscheidungsbefugnissen und größere Verantwortung für die Beschäftigten sowie die Abschaffung von Abteilungsgrenzen als wichtigste Einflussfaktoren für die Veränderungen der Lohnstruktur angesehen. Die Abschaffung der tayloristischen und die Einführung von holistischen Organisationsformen (Snower 1999, Lindbeck/Snower 1996, 2000) verschaffen den qualifizierten Beschäftigten Vorteile gegenüber Un- und Angelehrten. Die daraus abgeleitete Hypothese des skill-biased organizational change wurde bislang aber erst relativ selten empirisch untersucht (Bauer/Bender 2001, Falk 2001, Bellmann et al. 2002) im Gegensatz zur Hypothese des skill-biased technological change (vgl. als Überblick Chennells/van Reenen 1999).

Während es also eine Reihe von Argumenten für die Zunahme der Ungleichheit der Arbeitseinkommen gibt, ist die Entwicklung der Anzahl der Fachhochschul- und Hochschulabsolventen die wesentliche Erklärung zumindest für einen „gebremsten“ Anstieg der Einkommensdisparität in Deutschland. Im Zeitraum 1985–2001 ist in Westdeutschland die Zahl der Fachhochschulabsolventen von 890 Tausend auf 1479 Tausend gestiegen und die der Hochschulabsolventen von 1707 Tausend auf 2722 Tausend. Insgesamt hat also in diesem Zeitraum die Anzahl der Fachhochschul- und Hochschulabsolventen um 1604

Tausend oder um fast 62 Prozent zugenommen (Statistisches Bundesamt 2003). Der Anteil der Fachhochschulabsolventen an allen Erwerbstätigen hat sich im selben Zeitraum von 3,3 Prozent auf 4,9 Prozent erhöht. Die Hochschulabsolventen erhöhten ihren Anteil an allen Erwerbstätigen von 6,4 Prozent auf 9,0 Prozent. Übrigens lagen in Ostdeutschland die Akademikeranteile an den Erwerbstätigen mit 4,8 Prozent bei den Fachhochschulabsolventen und 10,2 Prozent bei den Hochschulabsolventen in der Nähe der Anteile in Westdeutschland.

In einer Reihe von Ländern wurde in den 80er und 90er Jahren eine Zunahme von Lohnungleichheit beobachtet. Westdeutschland wird entweder aus Gründen der Datenverfügbarkeit nicht in die international vergleichende Untersuchung aufgenommen (Davis 1992) oder ein Trend ist nicht feststellbar (Fitzenberger et al. 1995 und Christensen 2003). Abraham/Houseman (1993) sowie Odink et al. (2001) finden für den Zeitraum 1984-1992 sogar eine Bestätigung der Nivellierungsthese, während Bellmann/Möller (1995), Steiner/Wagner (1998), Odink et al. (2001) für den Zeitraum 1992-1997 sowie Prasad (2000) mehr oder weniger große Veränderungen der Lohnverteilung in Richtung einer größeren Disparität feststellen. Dabei differieren die Ergebnisse teilweise auch, je nachdem welche Daten verwendet werden.

Neuere Arbeiten zur Entwicklung der Lohnungleichheit in Deutschland berücksichtigen größtenteils auch Ostdeutschland (Lauer 2000, Steiner/Hölzle 2000, Gang/Yun 2001, Riphon 2002 und Hunt 2002) und schätzen auch Quantilsregressionen (Pereira/Martins 2000, Prasad 2000, Fitzenberger/Wunderlich 2000 sowie Fitzenberger et al. 2001). Da diese Studien mit Ausnahme der von Fitzenberger/Wunderlich (2000) sowie Fitzenberger et al. (2001), die mit den Daten der IAB-Beschäftigtenstichprobe erstellt wurden, Daten aus dem Sozio-ökonomischen Panel verwenden, können Stundenlöhne und auf deren Basis auch Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern analysiert werden, ohne dass teilzeitbeschäftigte Frauen aus der Analyse ausgeschlossen werden müssen.

### 3 Datensatz

Die Schätzungen der Jahre 1996 bis 2000 wurden mit Daten der Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei (BLH) des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung durchgeführt. Es handelt sich hierbei um aufbereitete Daten, die aus den Sozialversicherungsmeldungen der Arbeitgeber an die Versicherungsträger stammen. Sie enthalten deshalb nur sozialversicherungspflichtig Beschäftigte. Geringfügig Beschäftigte (bis 1999), Beamte und Selbständige finden sich also nicht im Datensatz. Der Datensatz umfasst damit etwa 80 Prozent der erwerbstätigen Bevölkerung. Aus diesen Daten wurde für Westdeutschland eine 1-Prozent-Stichprobe gezogen, für Ostdeutschland eine 5-Prozent-Stichprobe. Aus den Daten der BLH stehen für jedes Jahr von 1996 bis 2000 jeweils für Ost- und West-Deutschland etwa 160.000 Beobachtungen zur Verfügung. Aus dem Datensatz der Beschäftigtenstichprobe können für die Jahre 1990 bis 1995 jeweils etwa 100.000 Beobachtungen für West-Deutsch-

land und 25.000 für Ost-Deutschland verwendet werden. Aufgrund seiner Größe ist der Datensatz wie wahrscheinlich kein anderer in Deutschland für die Einkommensanalyse von Qualifikations- und Einkommensgruppen, wie sie bei Quantilsregressionen vorgenommen werden, geeignet.

Für die Jahre vor 1996 waren zum Zeitpunkt der Durchführung dieser Arbeit die Daten aus der BLH noch nicht zugänglich. Für die Jahre 1990 bis 1995 wurden daher Daten der IAB-Beschäftigtenstichprobe von 1975 bis 1997 herangezogen. Diese Daten entstammen wie die der BLH den Sozialversicherungsmeldungen und enthalten die gleichen Informationen wie diese. Aufgrund kleiner Unterschiede im Verfahren der Stichprobenziehung sind die Änderungen der geschätzten Koeffizienten beim Übergang von der Beschäftigtenstichprobe auf die BLH allerdings nur mit Vorsicht zu interpretieren. Neben den Bruttolöhnen enthalten die Daten unter anderem Informationen über die Schulbildung, das Geschlecht, das Alter und über die Wirtschaftszweigzugehörigkeit. Es ist von einer guten Verlässlichkeit der Daten auszugehen, da die Betriebe zu einer exakten Angabe der Daten rechtlich verpflichtet sind. Darüber hinaus sind mit der Angabe der Einkommen die Zahlung der Sozialversicherungsbeiträge und entsprechend dazu gegebenenfalls Ansprüche an die Sozialversicherungsträger verbunden (Cramer 1985). Zur genaueren Beschreibung der Datensätze wird auf Bender et al. (1996, 2000) oder Haas (2001) verwiesen.

Die zu erklärende Variable ist in der vorliegenden Untersuchung der Bruttolohn pro Tag. Ein Problem des hier verwendeten Datensatzes besteht darin, dass die Einkommen der Beschäftigten nur bis zur Beitragsbemessungsgrenze gemeldet wurden. Die Daten sind daher ab dieser Grenze zensiert, das heißt, die Einkommen oberhalb der Bemessungsgrenze werden mit dem Wert der Bemessungsgrenze erfasst.

Im Datensatz für die Schätzungen wurden nur die Personen aufgenommen, die am 30. Juni des jeweiligen Jahres in einem Betrieb beschäftigt waren. Es werden nur vollzeitbeschäftigte Männer betrachtet, die sich nicht in Ausbildung befinden. Frauen wurden nicht betrachtet, da bei diesen ein Endogenitätsproblem bezüglich der Arbeitsangebotsentscheidung besteht. Das Arbeitsangebot von Frauen müsste (anders als das von Männern) als elastisch angenommen werden. Da nur Daten von Personen vorliegen, die Arbeit anbieten, kann diese Entscheidung jedoch nicht modelliert werden. Des Weiteren wurden unplausible Werte ausgeschlossen: Löhne von Vollzeitbeschäftigten, die weniger als das Doppelte der Geringfügigkeitsgrenze verdienen, sind vermutlich oft auf Meldefehler zurückzuführen.

### 4 Schätzansatz

Zur Erklärung der Lohnentwicklung werden für jedes Jahr jeweils getrennt für die alten und die neuen Bundesländer drei verschiedene Lohngleichungen geschätzt. Der erste Ansatz folgt einer traditionellen Mincerschen Lohngleichung (Mincer 1974):

$$\ln(w_{it}) = \beta_0 + \exp_{it}\beta_1 + \exp_{it}^2\beta_2 + \exp_{it}^3\beta_3 + \text{bildung}_{it}\beta_4 + \varepsilon_{it}$$

$\text{bildung}_{it}$  ist ein Vektor, der Dummies enthält, die den höchsten erworbenen Ausbildungsabschluss kennzeichnen. Als Kategorien werden unterschieden: Berufsausbildung, Abitur, Abitur mit Berufsausbildung, Fachhochschule und Universität. Die Referenzkategorie für die Schätzungen sind Personen, die weder Abitur noch eine Berufsausbildung haben. Die Berufserfahrung ist im Datensatz nicht unmittelbar vorhanden. Es wurde daher (wie z.B. in Möller/Haas 2003, Bellmann/Möller 1995) die potenzielle Berufserfahrung mit Hilfe der Angaben über den erworbenen Bildungsabschluss konstruiert. Sie wurde bestimmt nach  $\text{Berufserfahrung} = \text{Alter} - 6 - \text{Schuljahre}$ , wobei die Schuljahre entsprechend der Tabelle 1 definiert wurden. Hierbei wurde dieselbe Kategorisierung in Ost- und West-Deutschland verwendet. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist jedoch zu bedenken, dass die durchschnittliche Dauer bis zum Abschluss der Ausbildung in den neuen Bundesländern geringer war. Die potenzielle Berufserfahrung wird, um eine flexiblere Modellierung zu ermöglichen, linear, quadratisch und kubisch aufgenommen. Aufgrund des Zensierungsproblems durch die Einkommensmeldung bis zur Beitragsbemessungsgrenze werden die Koeffizienten nicht mittels OLS-Methode, sondern mit einem Tobit-Modell geschätzt.

In einer weiteren Variante werden zusätzlich Dummies für  $J = 41$  verschiedene Sektoren aufgenommen:

$$\ln(w_{it}) = \beta_0 + \exp_{it}\beta_1 + \exp_{it}^2\beta_2 + \exp_{it}^3\beta_3 + \text{bildung}_{it}\beta_4 + \sum_{j=2}^J \text{sektor}_{ji}\gamma_j + \varepsilon_{it}$$

Es wurde zur besseren Vergleichbarkeit die gleiche Sektorenuntergliederung wie in Bellmann/Möller (1995) verwendet. Diese orientiert sich an der U.S.-Einteilung, mit der auch Krueger/Summers (1988) ihre Analyse durchführten.

Ein Wirtschaftszweig wurde bei der Schätzung der Koeffizienten als Referenzkategorie ( $j = 1$ ) verwendet. Einfacher zu interpretieren sind die Koeffizienten, wenn sie sich nicht auf eine willkürlich zu wählende Referenzkategorie beziehen, sondern auf den gesamtwirtschaftlichen Durchschnitt. Die Koeffizienten für die Wirtschaftszweige wurden daher wie folgt standardisiert (vgl. Bellmann/Möller 1995). Der standardisierte Koeffizient der

Referenzkategorie  $d_1$  ist der negative gewichtete Durchschnitt aller anderen geschätzten ( $j \neq 1$ ) Koeffizienten:

$$d_1 = \sum_{j=2}^J \gamma_j \frac{n_j}{n}$$

$n$  ist die Gesamtzahl der Beobachtungen,  $n_j$  sind die Beobachtungen im Wirtschaftszweig  $j$ . Die standardisierten Koeffizienten der anderen Wirtschaftszweige lauten dann (für  $j \neq 1$ ):

$$d_j = \gamma_j + d_1$$

Die Auswirkungen der Qualifikation auf das Lohn Einkommen können sich in verschiedenen Quantilen der Lohnverteilung unterschiedlich entwickeln. Wenn etwa die Qualifikationsprämien am unteren Ende der Einkommensverteilung im Zeitablauf fallen, wären dies ein Indiz für ein Überangebot an Hochqualifizierten, da diese die Geringqualifizierten verdrängen (vgl. Bushinsky 1994). Es werden in der vorliegenden Arbeit daher auch Quantilsregressionen zur Analyse der Entwicklung der qualifikatorischen Lohnstruktur durchgeführt.

Die Koeffizienten werden geschätzt durch die Minimierung des folgenden Ausdrucks (vgl. Deaton 1997):

$$\Phi_q = q \sum_{\ln(w) > x\beta} (\ln(w_i) - x_i\beta) - (1-q) \sum_{\ln(w) \leq x\beta} (\ln(w_i) - x_i\beta)$$

$q \in (1,0)$  ist hierbei das Quantil der Schätzung. Die absoluten Abweichungen der Beobachtung von der Regressionsgerade werden also mit dem  $q$  bzw. mit  $(q-1)$  gewichtet. Die Koeffizienten der Quantilsregression geben an, wie stark sich der bedingte Erwartungswert des  $q$ -Quantil ändert, wenn sich die entsprechende exogene Variable ändert, d.h. die Interpretation ist ähnlich wie bei OLS-Regressionen.

Die Ermittlung der Standardfehler der Schätzer mit Hilfe der Design-Matrix ( $X'X$ ), wie es von Koenker/Basset (1982) vorgeschlagen wurde, würde eine zu geringe Varianz angeben, wenn Heteroskedastie vorliegt. Zur Bestimmung der Standardfehler wurde daher eine Bootstrap-Methode mit 20 Wiederholungen angewandt (zur Diskussion dieser Methode siehe z. B. Fitzenberger 1999).

## 5 Ergebnisse

Die Schätzungen wurden für jedes Jahr von 1990 bis 2000 durchgeführt. Hier ausgewiesen werden zur besseren Übersichtlichkeit nur die Ergebnisse für die geraden Jahre<sup>1</sup>. Die Koeffizienten (sowie Differenzen der Koeffizienten) in semi-logarithmischen Gleichungen sind bei kleinen Werten approximativ als prozentuale Unterschiede zu interpretieren (vgl. Halvorsen/Palmquist 1980). Interpretiert werden die Koeffizienten der Regressionsgleichungen mit den Branchen-Dummies, deren Berücksichtigung zu etwas geringeren Koeffizienten führt.

**Tabelle 1: Dauer der Schulausbildung**

Abschluss	Schuljahre
Volks-, Haupt-, Realschule ohne Berufsausb.	10
Volks-, Haupt-, Realschule mit Berufsausb.	12,125
Abitur (ohne Berufsausb.)	13
Abitur mit Berufsausbildung	15,125
Fachhochschulabschluss	15
Hochschulabschluss	18

<sup>1</sup> Mit der Beschäftigtenstichprobe wurden Schätzungen von 1990 (West) bzw. 1992 (Ost) bis 1997 durchgeführt, mit der BLH für die Jahre von 1996 bis 2000. Die einzelnen Ergebnisse können auf Anfrage zugänglich gemacht werden.

**Tabelle 2: Tobit Modell, Abhängige Variable: Bruttotageslohn, Westdeutschland, Standardabweichungen in Klammern.**

	1990	1992	1994	1996	1998	2000
berufsausb.	0,1940 (0,0023)	0,2070 (0,0023)	0,2225 (0,0024)	0,2241 (0,0023)	0,2282 (0,0024)	0,2371 (0,0026)
abitur	0,2223 (0,0116)	0,2620 (0,0113)	0,2817 (0,0113)	0,3503 (0,0099)	0,3306 (0,0096)	0,3464 (0,0099)
abi.+ber.	0,4284 (0,0067)	0,4423 (0,0063)	0,4827 (0,0061)	0,4555 (0,0047)	0,4743 (0,0047)	0,5005 (0,0048)
fachhschule	0,6153 (0,0054)	0,6395 (0,0055)	0,6519 (0,0054)	0,6659 (0,0049)	0,6896 (0,0050)	0,7147 (0,0052)
hochschule	0,7136 (0,0054)	0,7103 (0,0052)	0,7455 (0,0051)	0,7429 (0,0045)	0,7960 (0,0044)	0,8211 (0,0045)
exp	0,0522 (0,0009)	0,0423 (0,0010)	0,0460 (0,0011)	0,0562 (0,0009)	0,0572 (0,0010)	0,0611 (0,0010)
exp <sup>2</sup> /100	-0,1444 (0,0048)	-0,1073 (0,0050)	-0,1223 (0,0053)	-0,1828 (0,0047)	-0,1852 (0,0049)	-0,2094 (0,0052)
exp <sup>3</sup> /1000	0,0125 (0,0007)	0,0085 (0,0008)	0,0107 (0,0008)	0,0202 (0,0007)	0,0206 (0,0007)	0,0246 (0,0008)
cons	4,2200 (0,0053)	4,3710 (0,0057)	4,3640 (0,0064)	3,6271 (0,0057)	3,6100 (0,0060)	3,6061 (0,0061)
N	108702	114219	110074	170947	163846	158809
ln L	42081,18	39605,47	40278,32	48672,67	51121,35	50805,74
Pseudo R <sup>2</sup>	0,4403	0,3882	0,4028	0,275	0,2833	0,2699
zensierte n	11203	13417	10606	12635	12580	14082

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe 1990-1994 und IAB-Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei 1996-2000

**Tabelle 3: Tobit Modell, Abhängige Variable: Bruttotageslohn, Ostdeutschland, Standardabweichungen in Klammern.**

	1992		1994		1996		1998		2000	
berufsausb.	0,1645	(0,0071)	0,1615	(0,0078)	0,1620	(0,0037)	0,1744	(0,0042)	0,1667	(0,0046)
abitur	0,3330	(0,0333)	0,3996	(0,0384)	0,3540	(0,0167)	0,3602	(0,0171)	0,3706	(0,0171)
abi.+ber.	0,3940	(0,0128)	0,4236	(0,0137)	0,4233	(0,0056)	0,4625	(0,0062)	0,4666	(0,0067)
fachhschule	0,4808	(0,0099)	0,5420	(0,0109)	0,5550	(0,0051)	0,5867	(0,0057)	0,5852	(0,0062)
hochschule	0,5932	(0,0091)	0,6355	(0,0098)	0,6991	(0,0047)	0,7637	(0,0052)	0,7706	(0,0057)
exp	0,0392	(0,0019)	0,0367	(0,0021)	0,0417	(0,0009)	0,0525	(0,0010)	0,0506	(0,0011)
exp <sup>2</sup> /100	-0,1573	(0,0105)	-0,1343	(0,0112)	-0,1489	(0,0049)	-0,1927	(0,0053)	-0,1786	(0,0056)
exp <sup>3</sup> /1000	0,0209	(0,0017)	0,0154	(0,0018)	0,0170	(0,0007)	0,0228	(0,0008)	0,0202	(0,0008)
cons	3,9495	(0,0124)	4,1368	(0,0140)	3,4726	(0,0065)	3,3830	(0,0073)	3,4213	(0,0077)
N	26272		26550		182905		165266		145555	
ln L	7755,58		7959,7		46499,1		46373,2		40900,3	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,48		0,395		0,2788		0,2715		0,2654	
zensierte n	995		1053		4796		5733		6129	

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe 1990-1994 und IAB-Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei 1996-2000

### 5.1 Qualifikatorische Lohndifferenziale

Im ersten Modell wurden als erklärende Faktoren nur die Humankapitalvariablen aufgenommen. Die Ergebnisse für die alten Bundesländer finden sich in Tabelle 2, für die neuen Bundesländer in Tabelle 3. Die Koeffizienten der Humankapitalvariablen der zweiten Modellvariante, in der die Branchen-Dummys berücksichtigt wurden, sind in den Tabellen 4 und 5 zu sehen. Sie haben alle das erwartete Vorzeichen und sind signifikant. Zunehmende Berufserfahrung erhöht das Einkommen, jedoch mit abnehmender Rate, wie am negativen Vorzeichen der quad-

rierten Berufserfahrung zu sehen ist. Die Regressionskoeffizienten für die Berufserfahrung haben sich insgesamt kaum verändert. In der ersten Hälfte der 90er Jahre sind sie leicht gesunken, dann aber von 1996 bis 2000 wieder angestiegen.

Die (0,1)-Variablen für Beschäftigte mit Berufsausbildung, Abitur mit und ohne Berufsausbildung, Fachhochschul- und Hochschulabschluss zeigen, wie sich die Bildungsprämien von Männern in West- und Ostdeutschland von 1990 bis 2000 entwickelt haben. In den Abbildungen 1 und 2 werden die Koeffizienten grafisch präsentiert.

**Tabelle 4: Tobit Modell, Abhängige Variable: Bruttotageslohn, Humankapitalvariablen (mit Sektor-Dummies im Regressionsmodell) Westdeutschland, Standardabweichungen in Klammern.**

	1990	1992	1994	1996	1998	2000
berufsausb.	0,1901 (0,0022)	0,1991 (0,0022)	0,2102 (0,0023)	0,2241 (0,0021)	0,2175 (0,0024)	0,2322 (0,0025)
abitur	0,1910 (0,0110)	0,2263 (0,0108)	0,2496 (0,0108)	0,3255 (0,0092)	0,3119 (0,0097)	0,3164 (0,0091)
abi.+ber.	0,3912 (0,0064)	0,3980 (0,0060)	0,4349 (0,0059)	0,4091 (0,0044)	0,4174 (0,0047)	0,4510 (0,0045)
fachhschule	0,5940 (0,0052)	0,6140 (0,0053)	0,6263 (0,0052)	0,6303 (0,0047)	0,6344 (0,0050)	0,6687 (0,0049)
hochschule	0,7075 (0,0054)	0,6919 (0,0052)	0,7256 (0,0051)	0,7156 (0,0043)	0,7548 (0,0045)	0,7902 (0,0043)
exp	0,0518 (0,0008)	0,0405 (0,0009)	0,0451 (0,0010)	0,0513 (0,0009)	0,0517 (0,0010)	0,0555 (0,0009)
exp <sup>2</sup> /100	-0,1480 (0,0045)	-0,1040 (0,0047)	-0,1251 (0,0051)	-0,1699 (0,0044)	-0,1703 (0,0049)	-0,1925 (0,0048)
exp <sup>3</sup> /1000	0,0135 (0,0007)	0,0083 (0,0007)	0,0115 (0,0008)	0,0192 (0,0007)	0,0192 (0,0007)	0,0228 (0,0007)
cons	4,2597 (0,0065)	4,4171 (0,0069)	4,4040 (0,0076)	3,6965 (0,0068)	3,7085 (0,0076)	3,7064 (0,0074)
N	104897	110347	106374	164664	138450	154401
ln L	54944,28	51402,5	50318,08	74469,19	64275,79	75875,84
Pseudo R <sup>2</sup>	0,6145	0,5368	0,5334	0,4399	0,4429	0,4173
zensierte n	10612	12722	10061	12017	10721	13590

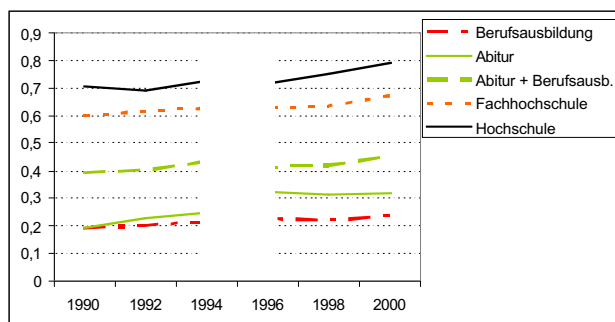
Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe 1990-1994 und IAB-Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei 1996-2000

**Tabelle 5: Tobit Modell, Abhängige Variable: Bruttotageslohn, Humankapitalvariablen (mit Sektor-Dummies im Regressionsmodell), Ostdeutschland, Standardabweichungen in Klammern.**

	1992	1994	1996	1998	2000
berufsausb.	0,1649 (0,0069)	0,1639 (0,0077)	0,1484 (0,0035)	0,1513 (0,0039)	0,1442 (0,0043)
abitur	0,2900 (0,0321)	0,3401 (0,0373)	0,2977 (0,0155)	0,2799 (0,0157)	0,2935 (0,0158)
abi.+ber.	0,3858 (0,0124)	0,4209 (0,0138)	0,3647 (0,0053)	0,3785 (0,0058)	0,3776 (0,0063)
fachhschule	0,4775 (0,0096)	0,5300 (0,0110)	0,4954 (0,0048)	0,5146 (0,0054)	0,5119 (0,0059)
hochschule	0,5802 (0,0090)	0,6357 (0,0100)	0,6227 (0,0045)	0,6659 (0,0050)	0,6621 (0,0054)
exp	0,0378 (0,0019)	0,0357 (0,0021)	0,0383 (0,0009)	0,0466 (0,0010)	0,0445 (0,0010)
exp <sup>2</sup> /100	-0,1449 (0,0102)	-0,1283 (0,0112)	-0,1347 (0,0046)	-0,1691 (0,0049)	-0,1560 (0,0052)
exp <sup>3</sup> /1000	0,0186 (0,0016)	0,0146 (0,0017)	0,0149 (0,0007)	0,0196 (0,0007)	0,0174 (0,0008)
cons	3,8189 (0,0169)	4,0761 (0,0202)	3,4546 (0,0085)	3,3964 (0,0092)	3,4700 (0,0096)
N	24124	24734	171941	155135	137112
ln L	10207,77	9178,33	73530,02	73146,41	63766,24
Pseudo R <sup>2</sup>	0,6996	0,495	0,4737	0,4619	0,4427
zensierte n	957	1014	4549	5435	5836

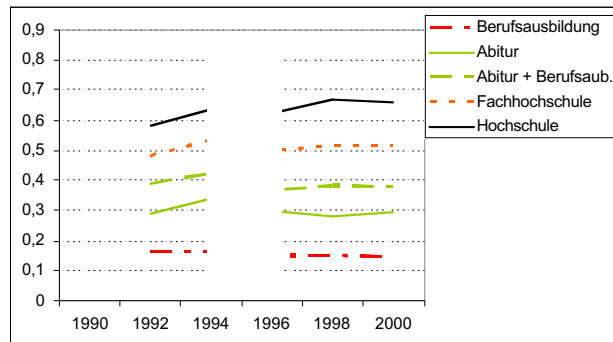
Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe 1990-1994 und IAB-Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei 1996-2000

**Abbildung 1: Bildungsprämien von Männern in Westdeutschland in Prozent**



Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe 1990-1994 und IAB-Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei 1996-2000

**Abbildung 2: Bildungsprämien von Männern in Ostdeutschland in Prozent**



Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe 1990-1994 und IAB-Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei 1996-2000

Die Prämien für die genannten Bildungsabschlüsse steigen im Verlauf der 90er Jahre an, wobei der Verlauf aber nicht immer monoton ist. Die Prämie für Beschäftigte mit Berufsausbildung erhöhte sich im Westen von 19 Prozent im Jahre 1990 bis 1996 um etwa 3 Prozentpunkte. Von 1996 bis 2000 stieg die Prämie nochmals um fast einen Prozentpunkt. Bei den Beschäftigten mit Abitur und ohne Berufsausbildung stieg die Bildungsprämie bis 1996 um über 13 Prozentpunkte, fiel dann leicht und erhöhte sich wiederum etwas. In dieser Gruppe befinden sich überwiegend Personen unter 30. Dies dürften also vor allem Studierende sein, die ihre Ausbildungsphase noch nicht abgeschlossen haben, und daher ein Sonderfall sind.

Ein starker Anstieg (vor allem in der zweiten Hälfte der 90er Jahre) ist bei Personen mit Abitur mit Berufsausbildung oder Studium zu finden. Die Bildungsprämie von Hochschulabsolventen wuchs allein von 1996 bis 2000 um fast 8 Prozentpunkte. Bei den Fachhochschulabsolventen fiel der Anstieg von 1996 bis 2000 mit gut 4 Prozentpunkte zwar geringer aus, er setzte aber auch bereits früher ein. So nahm die Bildungsprämie bei den Beschäftigten dieser Gruppe von 1990 bis 1996 um 4 Prozentpunkte zu. Die Prämien sind also am stärksten bei den am höchsten qualifizierten Arbeitskräften gestiegen. Diese Ergebnisse sind konsistent mit der Hypothese vom „skill-biased technological and organisational change“, der zu einer höheren Nachfrage nach qualifizierten Arbeitskräften geführt hat, aber auch mit anderen im letzten Abschnitt beschriebenen Hypothesen.

Die Bildungsprämien in Ostdeutschland weisen ein grundsätzlich niedrigeres Niveau auf als in Westdeutschland. Die Entwicklung der Prämien im Zeitverlauf ist jedoch ähnlich wie im Westen, wobei sie aber nicht das westdeutsche Niveau erreichen. Eine Ausnahme ist die Bildungsprämie für eine Berufsausbildung. Sie stagnierte in den neuen Bundesländern auf dem Niveau von 1992. Beim Vergleich der alten mit den neuen Bundesländern zeigt sich, dass die Ost-West-Unterschiede in den Bildungsprämien für Personen mit (Fach-)Hochschulabschluss deutlich abgenommen haben. Die Unterschiede der Aufschläge für eine Berufsausbildung haben hingegen zugenommen. Allein von 1992 bis 1994 nahm die Ost-West-Differenz von 2,5 auf 3,5 Prozentpunkte zu. Eine allgemeine Konvergenz der Bildungsprämien zwischen den alten und den neuen Bundesländern lässt sich also nicht finden.

Die empirisch ermittelten Bildungsprämien weisen aus allokativer Sicht in die richtige Richtung: die Einkommensposition der Un- und Angelernten, deren Arbeitslosenquote die der Lehrabsolventen und Akademiker um ein Vielfaches übersteigt, hat sich im Beobachtungszeitraum verschlechtert. Insofern haben sich die Anreize für Investitionen in Humankapital im Beobachtungszeitraum verstärkt.

Was die Einordnung des erhaltenen Ergebnisses der Entwicklung einer größeren Einkommensungleichheit im Verlauf der 90er Jahre angeht, so gehört Westdeutschland zur großen Mehrheit der Länder (wie auch Irland, Groß-

## Übersicht 1: Entwicklung der Dispersion der Arbeits-einkommen 1980–1995

Zunahme	Abnahme:
Irland	
Großbritannien	
USA	Niederlande
Schweden	Frankreich
Dänemark	Griechenland
Finnland	Schweiz
Norwegen	
Spanien	
Portugal	
Italien	
<b>Deutschland</b>	

Quelle: Pereira und Martins (2000), Abbildung 4.4a, S. 28 f.

britannien, USA, Schweden, Dänemark, Finnland, Norwegen, Spanien, Portugal und Italien), in denen die Einkommensdisparität ebenfalls zugenommen hat (vgl. Übersicht 1). Nur wenige Länder wie die Niederlande, Frankreich, Griechenland und Schweiz haben eine Abnahme der Dispersion zu verzeichnen.

### 5.2 Sektorale Lohndifferenziale

In den alten Bundesländern (Tabelle 6) haben die sektorspezifischen Lohndifferenziale vor allem in den Bereichen zugenommen, in denen bereits hohe Löhne bezahlt werden. In der Tabakverarbeitung (tob)<sup>2</sup> stiegen sie allein von 1990 bis 1994 um 10 Prozentpunkte. Auch im Banken und Versicherungsgewerbe (ban und insu) sowie im Verlags- und Pressewesen (com) sind die Löhne im Vergleich zur Gesamtwirtschaft angestiegen. Die Gastwirtschaft (eat) ist ein Sektor, der 1990 einen negativen sektorspezifischen Effekt hatte, in dem die Löhne gestiegen sind. Diese Entwicklung ist auch in der Abbildung 3 zu erkennen. Auf der Abszisse finden sich die Lohndifferenziale im Jahre 1990, auf der Ordinate die Veränderung von 1990 bis 1997. Für die Grafik (und die folgenden) wurden nur die Schätzungen mit der Beschäftigtenstatistik verwendet, um die bessere Vergleichbarkeit im Zeitablauf sicherzustellen. Wenn die Punktwolke einen steigenden Verlauf hat, sind die Differenziale insgesamt größer geworden.

Insgesamt hat sich also der Trend zunehmender sektoraler Lohndifferenziale, der in Bellmann/Möller (1995) für die 80er Jahre in West-Deutschland gefunden wurde, in den 90er Jahren noch weiter fortgesetzt.

<sup>2</sup> Die Bedeutung der Abkürzungen der Sektor-Koeffizienten ist in der Tabelle im Anhang aufgelistet.

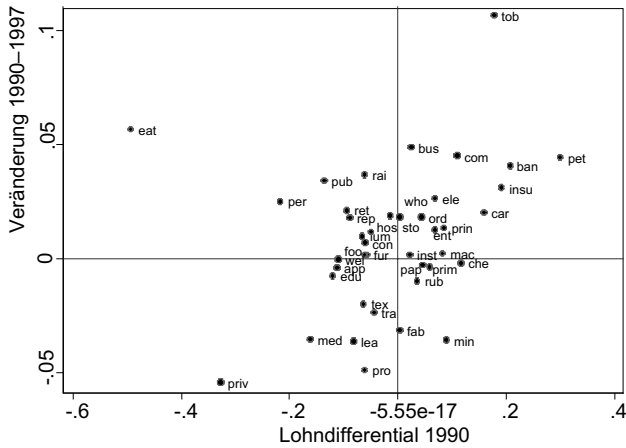
**Tabelle 6: Tobit Modell, Abhängige Variable: Bruttotageslohn, Sektor-Koeffizienten (Humankapitalvariablen im Regressionsmodell mit enthalten), (\*) \*\* bzw. \*\*\* signalisieren ein Signifikanzniveau von (0,1) 0,05 bzw. 0,01 bezüglich der Referenzkategorie inst, Westdeutschland.**

	1990	1992	1994	1996	1998	2000
min	0,0906***	0,0800***	0,0197	0,1195***	0,1025***	0,1085***
con	-0,0591***	-0,0399***	-0,0251***	0,0167	-0,0082***	-0,0143***
ord	0,0450	0,0958*	0,0379	0,0116	0,0607	0,0641
lum	-0,0649***	-0,0637***	-0,0407***	-0,0209***	-0,0495***	-0,0443***
fur	-0,0575***	-0,0439***	-0,0373***	-0,0129***	-0,0289***	-0,0356***
sto	0,0049***	0,0134	0,0381***	0,0562**	0,0379	0,0462***
prim	0,0603***	0,0515***	0,0554***	0,1272***	0,1366***	0,1581***
fab	0,0046***	-0,0089***	-0,0214***	0,0322**	0,0213	0,0196***
mac	0,0843***	0,0644***	0,0645***	0,1360***	0,1368***	0,1585***
ele	0,0695***	0,0728***	0,0746***	0,1211***	0,1151***	0,1604***
car	0,1603***	0,1707***	0,1484***	0,2389***	0,2493***	0,2771***
inst	0,0233	0,0176	0,0100	0,0192	0,0177	0,0394
foo	-0,0603***	-0,0594***	-0,0497***	-0,1399***	-0,1422***	-0,1507***
tob	0,1795***	0,1731***	0,2594***	0,2609***	0,2480***	0,2633***
tex	-0,0624***	-0,0724***	-0,0742***	-0,0931***	-0,1045***	-0,0928***
app	-0,1114***	-0,1098***	-0,1199***	-0,2290***	-0,2342***	-0,2227***
pap	0,0469***	0,0298	0,0322**	0,0496***	0,0528***	0,0698***
prin	0,0865***	0,0947***	0,0956***	0,1224***	0,1085***	0,1315***
che	0,1179***	0,1097***	0,1029***	0,1440***	0,1324***	0,1371***
pet	0,3013***	0,2843***	0,2956***	0,3350***	0,3364***	0,3849***
rub	0,0360	0,0291	0,0229	0,0614***	0,0370	0,0658*
lea	-0,0806***	-0,0852***	-0,1053***	-0,1123***	-0,2035***	-0,1220***
rai	-0,0607***	-0,0181***	-0,0208***	0,0464***	0,0151***	0,0143***
tra	-0,0429***	-0,0446***	-0,0437***	0,0062***	-0,0030***	-0,0130***
com	0,1113***	0,1397***	0,1507***	0,1097***	0,1107***	0,1045***
pub	-0,1354***	-0,1110***	-0,1062***	-0,0498***	-0,0496***	-0,0299***
who	-0,0134***	-0,0132***	-0,0038**	-0,0004***	0,0064*	0,0224***
eat	-0,4927***	-0,4797***	-0,4558***	-0,4865***	-0,4674***	-0,4444***
ret	-0,0934***	-0,0945***	-0,0820***	-0,1432***	-0,1423***	-0,1290***
ban	0,2081***	0,2176***	0,2329***	0,2128***	0,2111***	0,2320***
insu	0,1927***	0,2001***	0,2011***	0,1978***	0,1862***	0,1925***
priv	-0,3256***	-0,2590***	-0,5134***	-0,4874***	-0,4918***	-0,5535***
bus	0,0255	0,0314	0,0461***	-0,0585***	-0,0547***	-0,0329***
rep	-0,0871***	-0,0778***	-0,0729***	-0,0350***	-0,0442***	-0,0253***
per	-0,2163***	-0,2208***	-0,1866***	-0,2584***	-0,2427***	-0,2457***
ent	0,0697***	0,0421	0,0850***	0,0861***	0,0852***	0,0650*
med	-0,1607***	-0,1753***	-0,1639***	-0,3433***	-0,3496***	-0,3637***
hos	-0,0490***	-0,0166***	-0,0130***	-0,0165***	0,0019***	0,0235**
wel	-0,1092***	-0,0945***	-0,0977***	-0,0337***	-0,0307***	-0,0431***
edu	-0,1193***	-0,1004***	-0,1062***	-0,0650***	-0,0811***	-0,0769***
pro	-0,0602***	-0,0749***	-0,0791***	-0,0543***	-0,0622***	-0,1230***

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe 1990-1994 und IAB-Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei 1996-2000



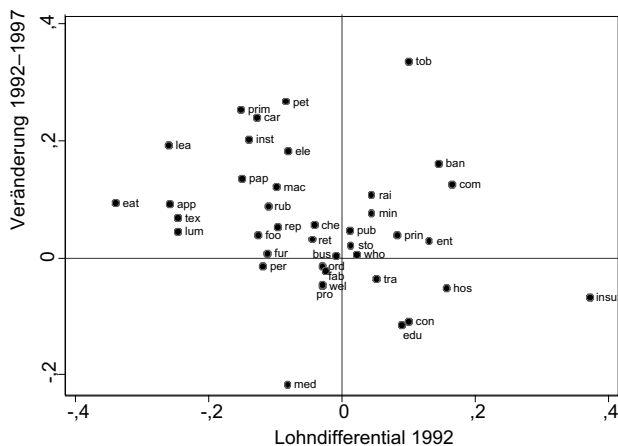
**Abbildung 3: Veränderung der intersektoralen Lohn-differenziale von 1990 bis 1997 in Westdeutschland**



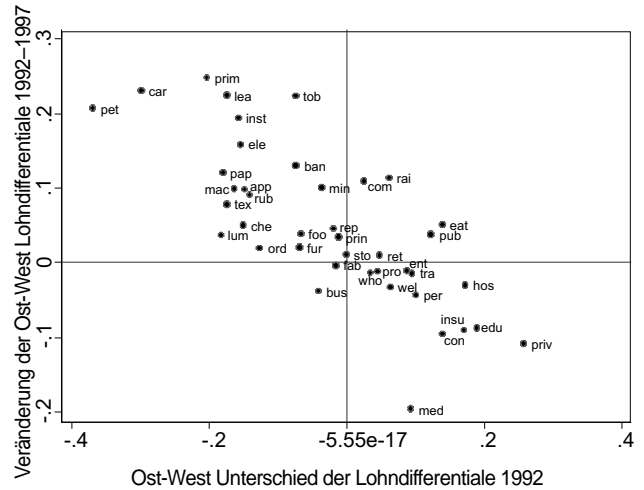
In den neuen Bundesländern (Tabelle 7) sind deutliche Veränderungen der sektoralen Lohndifferenziale zu beobachten. Während in den alten Bundesländern die Veränderung der Lohndifferenziale von 1990 bis 1997 zwischen  $-5$  und  $10$  Prozentpunkten schwankte (Abbildung 4), bewegten sich die Änderungen in den neuen Bundesländern im Bereich von  $-20$  bis  $35$  Prozentpunkte. Dies ist vor allem auf den starken Strukturwandel zurückzuführen, der insbesondere in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung stattfand. Am stärksten gesunken sind die Löhne im Vergleich zum Durchschnittslohn im freiberuflichen Gesundheitswesen (med), im Erziehungswesen (edu) sowie im Baugewerbe (con).

In einer Reihe von Sektoren, in denen 1992 ein negatives Lohndifferenzial zu beobachten war, waren überdurchschnittlich stark steigende Löhne zu verzeichnen. In einigen Sektoren hat das Vorzeichen des Lohndifferenzials sogar gewechselt. Es sind dies die Eisen- und Stahlindustrie (prim), Maschinenbau und Elektrotechnik (mac, ele) sowie die chemische Industrie und Mineralölverarbeitung

**Abbildung 4: Veränderung der intersektoralen Lohn-differenziale von 1992 bis 1997 in Ostdeutschland**



**Abbildung 5: Entwicklung der Ost-West Unterschiede zwischen den intersektoralen Lohndifferenzialen von 1992 bis 1997**



(che, pet). Dies sind Sektoren, in denen die Beschäftigtenentwicklung vergleichsweise stabil war.

Im Ost-West-Vergleich haben sich die sektoralen Lohndifferenziale angeglichen. Dies wird in der Abbildung 5 deutlich. Dort sind an der Abszisse die Unterschiede der sektoralen Lohndifferenziale im Osten im Vergleich zum Westen abgetragen (ein negativer Wert besagt, dass der Sektoreffekt im Osten kleiner ist als im Westen). Im Fahrzeug-, Schiff- und Luftfahrzeugbau (car), in der Mineralölverarbeitung (pet) und in der Eisen- und Stahlindustrie (prim) wurden in den neuen Bundesländern 1992 geringere Löhne gezahlt als in den alten Bundesländern. Dort sind die Lohndifferenziale im Vergleich zu den alten Bundesländern stark angestiegen. Dies ist möglicherweise auf Investitionsprojekte in diesen Sektoren zurückzuführen, die (auch aufgrund steuerlicher Anreize) von Unternehmen aus Westdeutschland und dem Ausland durchgeführt wurden. In Bereichen wie dem Gesundheitswesen (hos, med) und dem Erziehungswesen waren 1992 die Sektoreffekte bezogen auf den Durchschnitt in den neuen Bundesländern größer als in den alten Bundesländern. Diese Unterschiede wurden im Verlauf der 90er Jahre geringer. Hier dürfte eine Rolle gespielt haben, dass die Löhne im öffentlichen Dienst bereits 1992 stark an das Westniveau angeglichen waren. Die anderen Branchen sind denn im Verlauf der 90er Jahre nachgezogen.

### 5.3 Quantilsregressionen

Die Entwicklung der Prämien für die Berufserfahrung ist nach Ergebnissen der Quantilsregressionen in den verschiedenen Quantilen unterschiedlich verlaufen. Es wurden Schätzungen für das 10-, 25-, 50- und das 75-Prozent-Quantil durchgeführt. Auf Schätzungen für ein höheres Quantil wurde verzichtet, weil dort die Zensurierung der Daten an der Beitragsbemessungsgrenze zu größeren Verzerrungen führen würde.

In Westdeutschland lag die Prämie (siehe Tabelle 8) im 10-Prozent-Quantil (also bei den Personen, für die gilt, dass 10 Prozent der sozialversicherungspflichtig Beschäft-

**Tabelle 7: Tobit Modell, Abhängige Variable: Bruttotageslohn, Sektor-Koeffizienten (Humankapitalvariablen im Regressionsmodell mit enthalten), (\*) \*\* bzw. \*\*\* signalisieren ein Signifikanzniveau von (0,1) 0,05 bzw. 0,01 bezüglich der Referenzkategorie inst, Ostdeutschland**

	1992	1994	1996	1998	2000
min	0,0444***	0,0148***	0,1189***	0,1867***	0,2237***
con	0,1005***	0,0372***	0,0062***	-0,0079***	-0,0304
ord	-0,0299	0,0360	-0,0680	-0,0743	-0,0750
lum	-0,2460***	-0,2038***	-0,1650***	-0,1863***	-0,1734***
fur	-0,1119	-0,0815	-0,0855*	-0,0923**	-0,1011***
sto	0,0134***	0,0646***	0,0411***	0,0229***	0,0235***
prim	-0,1516	-0,0850	0,0957***	0,1136***	0,1290***
fab	-0,0234***	-0,0405*	-0,0307***	-0,0276***	-0,0424
mac	-0,0985***	-0,0085***	0,0819***	0,0797***	0,0816***
ele	-0,0805***	-0,0206***	0,0624***	0,0721***	0,0811***
car	-0,1276	-0,0143***	0,1102***	0,1492***	0,1645***
inst	-0,1391	-0,0691	-0,0708	-0,0696	-0,0387
foo	-0,1253	-0,1134**	-0,2525***	-0,2405***	-0,2306***
tob	0,0999**	0,3108***	0,2148***	0,2769***	0,2838***
tex	-0,2461***	-0,2505***	-0,2366***	-0,3021***	-0,2986***
app	-0,2576***	-0,2978***	-0,4032***	-0,4129***	-0,3627***
pap	-0,1496	-0,1477**	-0,0874	-0,0295***	-0,0041**
prin	0,0836***	0,0502***	0,0435***	0,0668***	0,0813***
che	-0,0405***	-0,0386	-0,0102***	0,0114***	0,0306***
pet	-0,0847	-0,0279	0,1414***	0,1822***	0,2541***
rub	-0,1110	-0,0657	-0,0673	-0,0736	-0,0295***
lea	-0,2590**	-0,1037	-0,0535	-0,3395***	-0,3071
rai	0,0446***	0,1114***	0,1627***	0,1725***	0,1797***
tra	0,0518***	0,0255***	0,0664***	0,0554***	0,0544***
com	0,1654***	0,1575***	0,2715***	0,2831***	0,2904***
pub	0,0128***	0,0423***	0,0951***	0,1344***	0,1402***
who	0,0225***	-0,0127***	-0,0007***	0,0023***	0,0055***
eat	-0,3392***	-0,4154***	-0,4560***	-0,4350***	-0,4008***
ret	-0,0454***	-0,0233***	-0,1400***	-0,1311***	-0,1055***
ban	0,1447***	0,2089***	0,2921***	0,3338***	0,3579***
insu	0,3714***	0,2853***	0,2541***	0,2310***	0,2306***
priv	—	-0,3116	-0,0736	-0,3499***	-0,4896***
bus	-0,0089***	-0,0662	-0,0972***	-0,0975***	-0,0813***
rep	-0,0965**	-0,0742	-0,0711	-0,0703	-0,0713***
per	-0,1186	-0,1371***	-0,2252***	-0,2372***	-0,2109***
ent	0,1308***	0,1287***	0,1681***	0,1711***	0,2021***
med	-0,0817***	-0,4159***	-0,3533***	-0,3452***	-0,3500***
hos	0,1571***	0,1445***	0,1742***	0,2054***	0,2095***
wel	-0,0296***	-0,0284**	0,0394***	0,0268***	0,0327***
edu	0,0900***	-0,0116***	0,0687***	0,0581***	0,0931***
pro	-0,0289***	-0,0409*	-0,0247***	-0,0470***	-0,0702***

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe 1990-1994 und IAB-Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei 1996-2000

**Tabelle 8: Quantilsregression, Abhängige Variable: Bruttotageslohn, Westdeutschland.**

q=10	1990	1992	1994	1996	1998	2000
berufsausb.	0,1972 (0,0046)	0,2294 (0,0047)	0,2475 (0,005)	0,2370 (0,0042)	0,2441 (0,0056)	0,2649 (0,0054)
abitur	0,0462 (0,0358)	0,0958 (0,0314)	0,1787 (0,0321)	0,2224 (0,0367)	0,0921 (0,0363)	0,1189 (0,0615)
abi.+ber.	0,3381 (0,0129)	0,3644 (0,0125)	0,4159 (0,0137)	0,4337 (0,009)	0,4580 (0,0092)	0,5034 (0,0086)
fachhschule	0,6281 (0,0121)	0,6672 (0,0087)	0,6712 (0,0079)	0,6943 (0,006)	0,7223 (0,0073)	0,7610 (0,0073)
hochschule	0,7180 (0,0111)	0,7197 (0,0106)	0,7488 (0,0121)	0,7296 (0,0093)	0,7833 (0,0134)	0,8220 (0,0076)
exp	0,0682 (0,0013)	0,0436 (0,0025)	0,0507 (0,0025)	0,0589 (0,0018)	0,0539 (0,0023)	0,0601 (0,0021)
exp <sup>2</sup> /100	-0,2350 (0,0068)	-0,1374 (0,0129)	-0,1672 (0,0124)	-0,2451 (0,0098)	-0,2135 (0,012)	-0,2508 (0,0116)
exp <sup>3</sup> /1000	0,0265 (0,001)	0,0147 (0,002)	0,0186 (0,0018)	0,0327 (0,0015)	0,0278 (0,0018)	0,0337 (0,0018)
cons	3,3605 (0,0079)	3,4941 (0,0151)	3,3941 (0,0133)	3,2987 (0,0112)	3,2916 (0,013)	3,2427 (0,0134)
q=25						
berufsausb.	0,1586 (0,0024)	0,1791 (0,0033)	0,1919 (0,0025)	0,2100 (0,0022)	0,2155 (0,0033)	0,2369 (0,0032)
abitur	0,1046 (0,0227)	0,1544 (0,0184)	0,1277 (0,0133)	0,2894 (0,0124)	0,2526 (0,0119)	0,2630 (0,0226)
abi.+ber.	0,3621 (0,0079)	0,3838 (0,0085)	0,4185 (0,0066)	0,4103 (0,0048)	0,4313 (0,0052)	0,4770 (0,0053)
fachhschule	0,5988 (0,0064)	0,6219 (0,005)	0,6342 (0,0057)	0,6242 (0,0042)	0,6488 (0,0072)	0,6926 (0,0059)
hochschule	0,6702 (0,0029)	0,6657 (0,0032)	0,7355 (0,0064)	0,7191 (0,005)	0,7816 (0,0058)	0,8204 (0,0067)
exp	0,0502 (0,0008)	0,0393 (0,001)	0,0441 (0,0015)	0,0571 (0,001)	0,0587 (0,0009)	0,0623 (0,0012)
exp <sup>2</sup> /100	-0,1571 (0,0043)	-0,1130 (0,0052)	-0,1306 (0,0072)	-0,1994 (0,0046)	-0,2025 (0,0047)	-0,2266 (0,0065)
exp <sup>3</sup> /1000	0,0159 (0,0007)	0,0107 (0,0008)	0,0130 (0,001)	0,0232 (0,0006)	0,0235 (0,0007)	0,0277 (0,001)
cons	3,6709 (0,0043)	3,7305 (0,0069)	3,6423 (0,008)	3,4983 (0,0062)	3,4711 (0,0068)	3,4463 (0,0074)
q=50						
berufsausb.	0,1635 (0,0019)	0,1731 (0,002)	0,1833 (0,0024)	0,1989 (0,0019)	0,1996 (0,0029)	0,2054 (0,0023)
abitur	0,2177 (0,0229)	0,2521 (0,0157)	0,2354 (0,0289)	0,3395 (0,0126)	0,3344 (0,0088)	0,3443 (0,0183)
abi.+ber.	0,4317 (0,0094)	0,4424 (0,0087)	0,4651 (0,0095)	0,4310 (0,0046)	0,4450 (0,0043)	0,4713 (0,005)
fachhschule	0,5178 (0,0026)	0,5042 (0,0012)	0,5810 (0,0027)	0,6434 (0,0025)	0,6669 (0,0049)	0,6721 (0,0018)
hochschule	0,5426 (0,0026)	0,5324 (0,0018)	0,6024 (0,0032)	0,6539 (0,0021)	0,6940 (0,0028)	0,6989 (0,0026)
exp	0,0485 (0,001)	0,0434 (0,0007)	0,0472 (0,001)	0,0577 (0,0013)	0,0589 (0,0008)	0,0635 (0,001)
exp <sup>2</sup> /100	-0,1500 (0,0054)	-0,1336 (0,0038)	-0,1457 (0,0049)	-0,1920 (0,0061)	-0,1976 (0,004)	-0,2268 (0,0052)
exp <sup>3</sup> /1000	0,0150 (0,0008)	0,0135 (0,0006)	0,0149 (0,0007)	0,0212 (0,0009)	0,0223 (0,0006)	0,0271 (0,0008)
cons	3,8399 (0,0059)	3,8800 (0,0041)	3,7997 (0,0058)	3,6692 (0,0068)	3,6586 (0,006)	3,6581 (0,0063)
q=75						
berufsausb.	0,2052 (0,0024)	0,2142 (0,0024)	0,2291 (0,0027)	0,2257 (0,0017)	0,2283 (0,0026)	0,2317 (0,0024)
abitur	0,3387 (0,0061)	0,3258 (0,0028)	0,3980 (0,0146)	0,4378 (0,0126)	0,4585 (0,0105)	0,4641 (0,0145)
abi.+ber.	0,3820 (0,0066)	0,3875 (0,0068)	0,4518 (0,0062)	0,4694 (0,0022)	0,4932 (0,0041)	0,5042 (0,0035)
fachhschule	0,4223 (0,0053)	0,4189 (0,005)	0,4760 (0,0035)	0,5119 (0,0017)	0,5445 (0,0029)	0,5423 (0,0028)
hochschule	0,5021 (0,0053)	0,4892 (0,0029)	0,5555 (0,0033)	0,5760 (0,005)	0,6211 (0,0039)	0,6087 (0,0045)
exp	0,0455 (0,0009)	0,0409 (0,0011)	0,0478 (0,0009)	0,0598 (0,0011)	0,0616 (0,0011)	0,0640 (0,0009)
exp <sup>2</sup> /100	-0,1167 (0,0051)	-0,1053 (0,0059)	-0,1407 (0,0053)	-0,1966 (0,0061)	-0,2073 (0,006)	-0,2302 (0,0052)
exp <sup>3</sup> /1000	0,0090 (0,0008)	0,0088 (0,0009)	0,0144 (0,0009)	0,0221 (0,0009)	0,0241 (0,0009)	0,0284 (0,0008)
cons	3,9697 (0,0057)	4,0047 (0,0057)	3,9146 (0,0054)	3,7994 (0,0058)	3,7892 (0,007)	3,8196 (0,0051)
N	108702	114219	110074	170947	163846	158809
10 Pseudo R <sup>2</sup>	0,1453	0,1115	0,1175	0,0758	0,0837	0,091
25 Pseudo R <sup>2</sup>	0,1657	0,1475	0,1516	0,1207	0,1302	0,1343
50 Pseudo R <sup>2</sup>	0,193	0,1826	0,1901	0,1654	0,1774	0,1818
75 Pseudo R <sup>2</sup>	0,2133	0,2027	0,2161	0,194	0,2065	0,2041

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe 1990-1994 und IAB-Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei 1996-2000

**Tabelle 9: Quantilsregression, Abhängige Variable: Bruttotageslohn, Ostdeutschland.**

q=10	1992		1994		1996		1998		2000	
berufsausb.	0,1304	(0,0139)	0,1518	(0,0101)	0,1628	(0,0048)	0,1741	(0,0092)	0,1573	(0,0072)
abitur	0,2397	(0,0509)	0,2028	(0,12)	0,2134	(0,0408)	0,2192	(0,0401)	0,2192	(0,039)
abi.+ber.	0,3011	(0,0249)	0,3776	(0,0247)	0,4154	(0,0086)	0,4239	(0,0146)	0,4022	(0,0195)
fachhschule	0,4542	(0,0139)	0,5268	(0,0289)	0,5929	(0,0076)	0,6185	(0,013)	0,5988	(0,0116)
hochschule	0,5167	(0,0225)	0,5674	(0,0119)	0,7432	(0,0078)	0,8079	(0,0117)	0,7787	(0,0109)
exp	0,0428	(0,0041)	0,0421	(0,0046)	0,0390	(0,0022)	0,0441	(0,0019)	0,0381	(0,0022)
exp <sup>2</sup> /100	-0,1839	(0,0213)	-0,1822	(0,0225)	-0,1588	(0,0108)	-0,1781	(0,0092)	-0,1503	(0,0115)
exp <sup>3</sup> /1000	0,0250	(0,0033)	0,0234	(0,0033)	0,0202	(0,0016)	0,0223	(0,0013)	0,0181	(0,0017)
cons	3,1074	(0,0253)	3,1747	(0,0267)	3,0986	(0,0135)	3,0300	(0,0137)	3,1168	(0,0172)
q=25										
berufsausb.	0,1288	(0,0094)	0,1769	(0,0088)	0,1758	(0,005)	0,2112	(0,0062)	0,2033	(0,0075)
abitur	0,2500	(0,0429)	0,3210	(0,0699)	0,3026	(0,0377)	0,3482	(0,0201)	0,3159	(0,0494)
abi.+ber.	0,3361	(0,0174)	0,3910	(0,0095)	0,4464	(0,0068)	0,5064	(0,0087)	0,5007	(0,0108)
fachhschule	0,4728	(0,0163)	0,5825	(0,0198)	0,5798	(0,0055)	0,6488	(0,0067)	0,6545	(0,0084)
hochschule	0,5669	(0,0157)	0,6956	(0,0127)	0,7685	(0,0066)	0,8545	(0,0085)	0,8636	(0,0086)
exp	0,0396	(0,0025)	0,0365	(0,0035)	0,0413	(0,0013)	0,0531	(0,0012)	0,0498	(0,001)
exp <sup>2</sup> /100	-0,1731	(0,0134)	-0,1452	(0,0176)	-0,1590	(0,0069)	-0,2058	(0,0061)	-0,1869	(0,0056)
exp <sup>3</sup> /1000	0,0239	(0,0021)	0,0174	(0,0026)	0,0189	(0,0011)	0,0249	(0,0009)	0,0216	(0,0009)
cons	3,2812	(0,0156)	3,3412	(0,0237)	3,2918	(0,0079)	3,1574	(0,009)	3,2000	(0,0087)
q=50										
berufsausb.	0,1661	(0,0065)	0,1547	(0,0098)	0,1547	(0,0069)	0,1634	(0,0059)	0,1564	(0,0076)
abitur	0,3199	(0,0382)	0,3714	(0,0586)	0,3275	(0,0171)	0,3471	(0,0172)	0,3682	(0,019)
abi.+ber.	0,4254	(0,0241)	0,4172	(0,0132)	0,4092	(0,007)	0,4553	(0,0084)	0,4715	(0,0092)
fachhschule	0,5271	(0,0084)	0,5418	(0,01)	0,5375	(0,0072)	0,5687	(0,0065)	0,5777	(0,0086)
hochschule	0,6032	(0,0114)	0,6578	(0,0114)	0,6849	(0,007)	0,7486	(0,0059)	0,7743	(0,0074)
exp	0,0336	(0,0021)	0,0343	(0,0031)	0,0400	(0,001)	0,0513	(0,0009)	0,0489	(0,0011)
exp <sup>2</sup> /100	-0,1316	(0,0117)	-0,1248	(0,0165)	-0,1377	(0,0046)	-0,1839	(0,005)	-0,1652	(0,0057)
exp <sup>3</sup> /1000	0,0173	(0,0019)	0,0142	(0,0026)	0,0149	(0,0007)	0,0213	(0,0007)	0,0180	(0,0009)
cons	3,4191	(0,0146)	3,5381	(0,0208)	3,5131	(0,0083)	3,4197	(0,007)	3,4447	(0,0099)
q=75										
berufsausb.	0,1750	(0,0046)	0,1395	(0,0111)	0,1614	(0,0042)	0,1692	(0,0038)	0,1709	(0,0066)
abitur	0,3994	(0,0955)	0,4848	(0,0692)	0,4024	(0,031)	0,4094	(0,0293)	0,4181	(0,0239)
abi.+ber.	0,4276	(0,0169)	0,4607	(0,0209)	0,4232	(0,0059)	0,4665	(0,0074)	0,4858	(0,0102)
fachhschule	0,4520	(0,0072)	0,5269	(0,0102)	0,5381	(0,0055)	0,5665	(0,0053)	0,5716	(0,0072)
hochschule	0,6118	(0,0049)	0,6107	(0,012)	0,6522	(0,0046)	0,6667	(0,0035)	0,6398	(0,0062)
exp	0,0360	(0,0025)	0,0333	(0,0036)	0,0424	(0,001)	0,0563	(0,0007)	0,0583	(0,001)
exp <sup>2</sup> /100	-0,1388	(0,0144)	-0,1104	(0,0192)	-0,1409	(0,005)	-0,2045	(0,0036)	-0,2091	(0,0049)
exp <sup>3</sup> /1000	0,0184	(0,0024)	0,0118	(0,003)	0,0150	(0,0008)	0,0243	(0,0006)	0,0244	(0,0007)
cons	3,5516	(0,0136)	3,7003	(0,0249)	3,6628	(0,0076)	3,5793	(0,0074)	3,5916	(0,0102)
N	26272		26550		182905		165266		145555	
10 Pseudo R2	0,0841		0,0782		0,0723		0,0786		0,0759	
25 Pseudo R2	0,112		0,1101		0,0967		0,1067		0,1074	
50 Pseudo R2	0,1531		0,1538		0,1307		0,1437		0,1465	
75 Pseudo R2	0,1869		0,2077		0,1709		0,1827		0,1787	

Quelle: IAB-Beschäftigtenstichprobe 1990-1994 und IAB-Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei 1996-2000

tigten weniger verdienen als sie) für ein zusätzliches Jahr Berufserfahrung im Jahre 1990 bei fast 7 Prozent, fiel aber bis 1994 auf 5 Prozent. Im 75-Prozent-Quantil stieg die Prämie leicht von zunächst 4,5 Prozent auf 4,7 Prozent. In der zweiten Hälfte der 90er Jahre erhöhten sich die Prämien in den alten Bundesländern im gesamten Einkommensspektrum. Von 1994 bis 2000 stiegen sie am stärksten im 50-Prozent-Quantil (um 0,6 Prozentpunkte), der geringste Anstieg findet sich im 10-Prozent-Quantil (um 0,2 Prozentpunkte).

In den neuen Bundesländern (siehe Tabelle 9) sind die Prämien für die Berufserfahrung von 1992 bis 1994 (mit Ausnahme des 50-Prozent-Quantils) leicht gefallen. Von 1996 bis 2000 haben sich die Prämien für die Berufserfahrung in den neuen Bundesländern auseinander entwickelt. Im unteren Quantil sind die Prämien leicht gesunken, während sie in den höheren Einkommenspositionen zugenommen haben. Den stärksten Anstieg verzeichnete das oberste Quantil mit einem Anstieg um etwa einhalb Prozentpunkte.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse für West- und Ostdeutschland also, dass hinter den eher stagnierenden Prämien für die Berufserfahrung aus der ersten Modellvariante ein differenzierteres Bild steckt. In den unteren Quantilen sind die Prämien tendenziell gesunken, während sie in den oberen Quantilen eher gestiegen sind.

Auch bei der Entwicklung der Bildungsprämien zeigt sich in den verschiedenen Quantilen ein differenziertes Bild. In den alten Bundesländern lässt sich für die Personen mit Abitur und Berufsausbildung in den Jahren 1990 bis 1994 ein kontinuierlicher Anstieg ihrer Bildungsprämie beobachten. Am niedrigsten war sie zu Beginn für das 10-Prozent-Quantil mit 34 Prozent, am höchsten beim 50-Prozent-Quantil mit 43 Prozent. In diesem war die Zunahme der Prämie im Zeitverlauf mit etwa 3,5 Prozentpunkten aber am geringsten, so dass sich die Prämien über die verschiedenen Quantile etwas angeglichen haben. Dieser Trend hat sich in den folgenden Jahren fortgesetzt. In den unteren Quantilen sind die Bildungsprämien am stärksten gewachsen. Die Prämie für Personen mit einer Berufsausbildung lag im Jahre 1990 in den alten Bundesländern zwischen 16 Prozent und 20 Prozent. Auch sie sind in den 90er Jahren angestiegen, wobei der höchste Anstieg im untersten Quantil zu finden ist. Von 1996 bis 2000 sind im 50- und im 75-Prozent-Quantil die Prämien kaum gewachsen. Im 10-Prozent-Quantil haben sie hingegen um 3 Prozentpunkte zugenommen. Mit Ausnahme des Jahres 1990 sind die höchsten Prämien für eine Berufsausbildung im untersten Quantil zu finden. Bei den Personen mit Fachhochschul- oder Universitätsabschluss sind die Bildungsprämien in den unteren Quantilen höher als in den oberen Quantilen. Die Prämien innerhalb der Quantile sind im Zeitablauf parallel zueinander angestiegen.

In den neuen Bundesländern waren zu Beginn der 90er Jahre die Bildungsprämien für Abiturienten mit einer Berufsausbildung in den oberen Quantilen am höchsten. Im unteren Quantil lag diese bei 30 Prozent, im 75-Prozent-Quantil bei 42 Prozent. In allen betrachteten Quantilen

(außer im 50-Prozent-Quantil) haben sich diese Prämien von 1992 bis 1994 um etwa 6 Prozentpunkte erhöht. In der zweiten Hälfte der 90er Jahre sind die Qualifikationsprämien weiter angestiegen. Mit Ausnahme des untersten Quantils sind die Prämien für Personen mit einer Berufsausbildung und mit Abitur von 1996 bis 2000 in sehr ähnlichem Ausmaß angestiegen (um ca. 6 Prozentpunkte). Für einen Universitätsabschluss waren 1992 im oberen Quantil noch höhere Prämien zu beobachten als im unteren Quantil. Anders als im Westen haben sie sich aber nicht parallel entwickelt. Im oberen Quantil sind die Prämien kaum angestiegen. In den unteren Quantilen haben sie jedoch stark zugenommen, so dass sich die Prämien für Universitätsabsolventen dem westdeutschen Muster angenähert haben.

Die Ergebnisse der Quantilsregressionen enthalten keine Hinweise auf eine Überqualifizierung in dem Sinne, dass die Bildungsprämien am unteren Ende der Lohnverteilung im Zeitablauf fallen (vgl. Bushinsky 1994). Bei der Entwicklung der Bildungsprämien zeigt sich zwar in den verschiedenen Quantilen ein differenziertes Bild, in Westdeutschland gab es aber insgesamt einen Ausgleichsprozess und in Ostdeutschland eine Entwicklung zugunsten der Universitätsabsolventen. Insofern bestätigen sich die Ergebnisse von Weißhuhn (2001), der mit den Daten des Sozio-ökonomischen Panels zeigen konnte, dass der Anteil der Frauen und Männer mit Universitäts- oder Fachhochschulabschluss oder mit abgeschlossener Berufsausbildung, die in 1995 bzw. 1998 inadäquat beschäftigt waren, in Ostdeutschland unter 16 Prozent und in Westdeutschland unter 14 Prozent liegt.

## 6 Zusammenfassung und Ausblick

Die wichtigsten Ergebnisse der Schätzungen der Einkommensfunktionen vom Mincer-Typ mit den Daten der Beschäftigtenstatistik für den Zeitraum 1990 bis 2000 lassen sich wie folgt zusammenfassen.

Erstens, bei den Prämien für die Berufserfahrung ist ein u-förmiger Verlauf zu beobachten, also zunächst sinkende Renditen bis 1992, die aber danach wieder ansteigen.

Zweitens zeigt sich eine Zunahme der Prämien für Bildungsabschlüsse, besonders bei den Beschäftigten mit Abitur und mit Berufsausbildung sowie bei den (Fach-) Hochschulabsolventen. Dieses Ergebnis steht im Einklang mit der Hypothese des „skill-biased technological and organizational change“ und bestätigt auch Studien aus anderen Ländern.

Drittens ist sowohl bei den Prämien für Berufserfahrung als auch bei denen für die Bildungsabschlüsse die Entwicklung in den neuen Bundesländern ähnlich wie in den alten Bundesländern verlaufen, wobei aber das Niveau niedriger ist.

Viertens hat sich gezeigt, dass insbesondere bei den Beschäftigten mit (Fach-) Hochschulabschluss die Unterschiede zwischen den alten und neuen Bundesländern im Zeitablauf abgenommen haben.

Fünftens haben in West- und Ostdeutschland bei den sektorspezifischen Lohndifferenzialen die Wirtschaftszweige zugelegt, in denen auch schon bereits hohe Löhne bezahlt werden.

Sechstens war auch bei der sektoralen Lohnstruktur ein Angleichungsprozess zwischen den alten und neuen Bundesländern zu beobachten.

Siebtens gab es einige Wirtschaftszweige in Ostdeutschland mit relativ großen Lohnsteigerungen. Dies sind vor allem Sektoren, in denen während des ersten Jahrzehnts nach der deutschen Einigung westdeutsche und ausländische Unternehmen große Investitionsprojekte durchgeführt haben.

Achtens zeigen die Ergebnisse der Quantilsregressionen ein sehr uneinheitliches Bild, d.h. die Entwicklung der Prämien für Berufserfahrung und Bildungsabschlüsse differiert relativ stark zwischen den einzelnen Quantilen. Hinweise auf ein Überangebot an Hochqualifizierten, die Geringqualifizierte verdrängen und dafür niedrigere Bildungsprämien in Kauf nehmen, wurden nicht gefunden.

Insgesamt betrachtet bestätigen die Ergebnisse Untersuchungen von Bellmann/Möller (1995), Steiner/Wagner (1998), Odnik et al. (2001) für den Zeitraum 1992 -1997 sowie Prasad (2000). Obwohl sich die erhaltenen Ergebnisse vor dem Hintergrund der Hypothesen des technisch-organisatorischen Wandels gut interpretieren lassen, wäre es wünschenswert, Variablen, die in direktem Zusammenhang damit stehen, in die Analysen einbeziehen zu können. Da derartige Variablen in Betriebsdatensätzen verfügbar sind, bietet sich dafür der Linked-Employer-Employee Datensatz des IAB an (vgl. Abowd/Kramarz 1999 und Bellmann et al. 2002).

Die Verknüpfung der Daten der Beschäftigtenstatistik mit Betriebsdaten würde auch die Analyse des ostdeutschen Anpassungsprozesses und z.B. die Überprüfung der aufgestellten Hypothese hinsichtlich des Einflusses größerer Investitionsprojekte auf die sektorale Lohnstruktur in den neuen Ländern erlauben.

Schließlich wäre es auch mit den Daten der Beschäftigtenstatistik möglich, weitergehende, über die Ergebnisse der Quantilsregression hinausreichende Analysen der Adäquanz der ausgeübten beruflichen Tätigkeit vor dem Hintergrund des erworbenen Bildungsabschlusses insbesondere im Hinblick auf die damit verbundenen Effekte für die Bildungsrenditen durchzuführen. Bei dieser Fragestellung wäre es besonders interessant zu untersuchen, ob sich die entsprechenden Lohneffekte auch im Längsschnitt zeigen. Für diese Untersuchungen eignen sich die Daten der Beschäftigtenstatistik hervorragend.

## Literatur

Abowd, J.M./Kramarz, F. (1999): The Analysis of Labor Markets Using Matched Employer-Employee Data. In: Ashenfelter, O./Card, D. (Hrsg.): Handbook of Labor Economics, Volume 3B. Amsterdam, 2630-2704.

Acemoglu, D. (2002): Technical Change, Inequality and the Labor Market. In: Journal of Economic Literature 70, 7-72.

Ammermüller, A./Weber, A.M. (2003): Education and Wage Inequality in Germany – A Review of the Empirical Literature. ZEW-Discussion Paper No. 03-29.

Bauer, T./Bender, S. (2001): Flexible Work Systems and the Structure of Wages: Evidence from Matched Employer-Employee Data. IZA-Discussion Paper No. 353.

Bellmann, L./Caliendo, M./Hujer, R./Radić, D. (2002): Beschäftigungswirkungen technisch-organisatorischen Wandels. Eine mikroökonomische Analyse mit dem Linked IAB-Panel. In: MittAB 35 (4), 506-522.

Bellmann, L./Bender, S./Kölling, A. (2002): Der Linked Employer-Employee-Datensatz aus IAB-Betriebspanel und Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit (LIAB). In: Kleinhenz, G. (Hrsg.): IAB-Kompodium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 250, 21-30.

Bellmann, L./Möller, I. (1995): Institutional Influences on Inter-industry Wage Differentials. In: Buttler, F./Franz, W./Schettkat, R./Soskice, D. (Hrsg.): Institutional Frameworks and Labor Market Performance, 123-167. London: Routledge.

Bender, S./Haas, A./Klose, C. (2000): IAB employment subsample 1975-1995. Opportunities for analysis provided by the anonymised subsample. IZA Discussion Paper No 117. Bonn: IZA.

Bender, S./Klose, C./Rohwer, G./Rudolph, H. (1996): Die IAB-Beschäftigungsstichprobe 1975-1990. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 197.

Bishop, J./Carter, S. (1991): The worsening shortage of college graduates. In: Educational Research and Policy, Fall 1991.

Bluestone, B./Harrison, B. (1988): The great U-turn: Corporate restructuring and the polarization of America. New York.

Bound, J./Johnson, G. (1992): Changes in the structure of wages in the 1980's: An evaluation of alternative explanations. In: American Economic Review, 82, S. 371 ff.

Bushinsky, M. (1994): Changes in the US Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression. In: Econometrica 62(2), 305-58.

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

Christensen, B. (2003): Die Entwicklung der qualifikatorischen Lohndifferenzierung in Deutschland. In: Die Weltwirtschaft, Heft 3, 313-322.

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

Deaton, A. (1997): The Analysis of Household Surveys. Baltimore, London: John Hopkins University Press.

DiNardo, J./Fortin, N.M./Lemieux, Th. (1996): Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. In: Econometrica 64, 1001-1044.

Fitzenberger, B. (1999): Wages and Employment Across Skill Groups – An Analysis for West Germany. Heidelberg.

Fitzenberger, B./Hujer, R./MaCurdy, T./Schnabel, R. (2001): Testing for Uniform Wage Trends in West Germany. A Cohort Analysis Using Quantile Regressions for Censored Data. In: Empirical Economics 26, 41-86.

- Fitzenberger, B./Wunderlich, G. (2000): Gender Wage Differences in West Germany. A Cohort Analysis. ZEW-Discussion Paper No. 00-48. Mannheim.
- Freeman, R. (1981): The changing economic value of higher education in developed economies. A report to the OECD. National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 820.
- Gang, I./Yun, M. (2002): Decomposing Male Inequality Change in East Germany During Transition. IZA-Discussion Paper N. 579. Bonn.
- Gottschalk, P./Smeeding, T. (1997): Cross-national Comparisons of Earnings and Income Inequality. In: *Journal of Economic Literature* 35 (2), 633-87.
- Haas, A. (2001): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe. in: *ZA-Informationen*, 48, 128-141.
- Halvorsen, R./Palmquist, R. (1980): The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations. In: *American Economic Review* 70, 474-475.
- Hunt, J. (2002): The Transition in East Germany – When is a Ten Percent Fall in the Gender Wage Gap Bad News? In: *Journal of Labor Economics* 20 (1), 148-69.
- Hummel, M./Reinberg, A. (2003): Bildungspolitik – Steuert Deutschland langfristig auf einen Fachkräftemangel zu? In: *IAB-Kurzbericht 9 vom 07.07.2003*.
- Katz, L./Loveman, G. (1992): An international comparison of changes in the structure of wages. France, The United Kingdom and the United States. Paper presented at the Universities Research Conference. National Bureau of Economic Research in Cambridge (MA), 10./11. April.
- Katz, L./Murphy, K. (1992): Changes in the relative wages, 1963-1987: Supply and demand factors. In: *Quarterly Journal of Economics*, 106, S. 35 ff.
- Koenker, R./Basset, G. (1982): Robust Test For Heteroskedasticity Based on Regression Quantiles. In: *Econometrica* 50, 43-61.
- Krueger, A. B./Summers, L. H. (1988): Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure. In: *Econometrica* 56, 259-293.
- Krueger, A.B. (1991): How Computer Have Changed the Wage Structure. Evidence from Micro-Data 1984-1989. In: *Quarterly Journal of Economics* 108, 33-60.
- Krugman, P. (1994): Past and Prospective Causes of High Unemployment. In: *Federal Reserve Bank of Kansas City (Hrsg.): Reducing Unemployment: Current Issues and Policy Options. Proceedings of a Symposium in Jackson Hole, WY, Kansas City, MO, 68-81*.
- Lauer, C. (2000): Gender Wage Gap in West Germany. How Far Do Gender Differences in Human Capital Matter? ZEW-Discussion Paper No. 00-07. Mannheim.
- Lindbeck, A./Snower, D.J. (1996): Reorganization of Firms and Labor Market Inequality. In: *American Economic Review* 86, 315-321.
- Lindbeck, A./Snower, D.J. (2000): Multitask Learning and the Reorganization of Work: From Tayloristic to Holistic Organization. In: *Journal of Labor Economics* 18, 353-376.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*. New York.
- Möller, I./Haas, A. (2003): Die Entwicklung der räumlichen Lohnstruktur – Empirische Befunde für Westdeutschland im Zeitraum 1984-1997. In: *Jahrbuch für Regionalwissenschaft* 23(1), 55-89.
- Murphy, K./Welch, F.(1991): The role of international trade in wage differentials. In: *Kosters, M. (Hrsg.): Workers and their wages*. Washington, D.C., S. 36 ff.
- Nickell, S.J./Bell, B. (1996): Changes in the Distribution of Wages and Unemployment in OECD Countries. In: *American Economic Review, Papers and Proceedings* 86 (2), 302-314.
- Nickell, S.J./Bell, B. (1995): The Collapse in Demand for the Unskilled and Unemployment across OECD Countries. In: *Oxford Review of Economic Policy* 11, 40-62.
- Odink, J./Smits, J. (2001): The Inequality of the Wage Distribution in 15 European Countries. In: *Asplund, R. (Ed.), Public and Private Returns to Education – PURE Final Report*.
- Pareira, P./Martins, P. (2000): Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regressions Evidence form Fifteen European Countries. Universidade Nova de Lisboa: mimeo.
- Prasad, E. (2000): The Unbearable Stability of the German Wage Structure. Evidence and Interpretation. IMF Working Paper No. 00/22. Washington D.C.
- Puhani, P.A. (2003): A Test of the „Krugman Hypothesis“ for the United States, Britain and Western Germany. ZEW-Discussion Paper No. 03-18.
- Riphahn, R. (2002): Bruttoeinkommensverteilung in Deutschland 1984-1999 und Ungleichheit unter ausländischen Erwerbstätigen. DIW-Diskussionspapiere No. 272.
- Snower, D.J. (1999): Causes of Changing Earnings Inequality. IZA Discussion Paper Nr. 29,
- Statistisches Bundesamt (2003): *Statistisches Jahrbuch*. Wiesbaden.
- Steiner, V./Hölzle, T. (2000): The Development of Wages in Germany in the 1990s – Discriptions and Explanations. In: *Hauser, R./Becker, I. (Hrsg.): The Personal Distribution of Income in an International Perspective*. Berlin u.a., 7-30.
- Steiner, V./Wagner, K. (1998): Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980s? In: *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 118, 29-59.
- Weißhuhn, G. (2001): Gutachten zur Bildung in Deutschland. Hrsg. vom Bundesministerium für Bildung und Forschung.

**Tabelle (Anhang): Wirtschaftszweige**

Abkürzung	Wirtschaftszweig
min	Bergbau
con	Baugewerb
ord	Herstellung von Waffen und Munition
lum	Holzbe- und -verarbeitung
fur	Herstellung/Reparatur von Möbel
sto	Stein, Erden, Feinkeramik, Glas
prim	Eisen-, Stahlerzeugnisse
fab	Stahl-, Leichtmetallbau, Schlosserei
mac	Maschinenbau
ele	Elektrotechnik
car	Fahrzeug-, Schiffs- und Luftfahrzeugbau
inst	Feinmechanik
foo	Herstellung von Nahrungsmittel
tob	Tabakverarbeitung
tex	Verarbeitung von Grundstoffen
app	Bekleidung, Polsterei
pap	Papiererzeugung, -verarbeitung
prin	Vervielfältigung
che	Chemische Industrie
pet	Mineralölverarbeitung
rub	Gummi-, Asbestverarbeitung
lea	Leder
rai	Eisenbahnen
tra	Verkehr, Post
com	Verlags-, Pressewesen
pub	Gebietskörperschaften
who	Großhandel
eat	Gast- und Speisewirtschaft
ret	Einzel-, Versandhandel
ban	Finanzinstitute
insu	Versicherungsgewerbe
priv	Priv. Haushalte
bus	Rechts-, Wirtschaftsberatung, -prüfung
rep	KFZ-Reparatur
per	Personenbez. Dienstleistungen
ent	Kunst, Theater, Film, Funk, Fernsehen
med	Freiber. Gesundheitswesen
hos	Gesundheitswesen
wel	Organisationen ohne Erwerbscharakter, Sozialversicherungen
edu	Schulen, Hochschulen, Erziehung, Sport
pro	sonst. Dienstleistungen