

Peters, Heiko

Working Paper

Lohnungleichheit innerhalb und zwischen Bevölkerungsgruppen in Deutschland und den USA

SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 36

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Peters, Heiko (2007) : Lohnungleichheit innerhalb und zwischen Bevölkerungsgruppen in Deutschland und den USA, SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 36, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/150585>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

SOEPpapers
on Multidisciplinary
Panel Data Research

36

Heiko Peters



SOEP

DIW Berlin

German Institute
for Economic Research

The German
Socio-Economic
Panel Study

**Lohnungleichheit innerhalb und
zwischen Bevölkerungsgruppen in
Deutschland und den USA**

Berlin, August 2007

SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research at DIW Berlin

This series presents research findings based either directly on data from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP) or using SOEP data as part of an internationally comparable data set (e.g. CNEF, ECHP, LIS, LWS, CHER/PACO). SOEP is a truly multidisciplinary household panel study covering a wide range of social and behavioral sciences: economics, sociology, psychology, survey methodology, econometrics and applied statistics, educational science, political science, public health, behavioral genetics, demography, geography, and sport science.

The decision to publish a submission in SOEPpapers is made by a board of editors chosen by the DIW Berlin to represent the wide range of disciplines covered by SOEP. There is no external referee process and papers are either accepted or rejected without revision. Papers appear in this series as works in progress and may also appear elsewhere. They often represent preliminary studies and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character. A revised version may be requested from the author directly.

Any opinions expressed in this series are those of the author(s) and not those of DIW Berlin. Research disseminated by DIW Berlin may include views on public policy issues, but the institute itself takes no institutional policy positions.

The SOEPpapers are available at
<http://www.diw.de/soeppapers>

Editors:

Georg **Meran** (Vice President DIW Berlin)
Gert G. **Wagner** (Social Sciences)
Joachim R. **Frick** (Empirical Economics)
Jürgen **Schupp** (Sociology)
Conchita **D'Ambrosio** (Welfare Economics)
Christoph **Breuer** (Sport Science, DIW Research Professor)
Anita I. **Drever** (Geography)
Frieder R. **Lang** (Psychology, DIW Research Professor)
Jörg-Peter **Schräpler** (Survey Methodology)
C. Katharina **Spieß** (Educational Science)
Martin **Spieß** (Statistical Modelling)
Viktor **Steiner** (Public Economics, Department Head DIW Berlin)
Alan S. **Zuckerman** (Political Science, DIW Research Professor)

ISSN: 1864-6689

German Socio-Economic Panel Study (SOEP)
DIW Berlin
Mohrenstrasse 58
10117 Berlin, Germany
Contact: Uta Rahmann | urahmann@diw.de

Lohnungleichheit innerhalb und zwischen Bevölkerungsgruppen in Deutschland und den USA

Heiko Peters
Institut für Ökonomische Bildung
Scharnhorststr. 100
48151 Münster

Version vom 24. August 2007

Zusammenfassung

In diesem Beitrag wird die Entwicklung der Lohnungleichheit in den USA und Deutschland betrachtet. Für Deutschland wird als Datengrundlage die harmonisierte Version des Sozioökonomischen Panels und für die USA die harmonisierte Version der Panel Study of Income Dynamics verwendet. Aufgrund der divergenten ökonomischen Situation in West- und Ostdeutschland werden diese getrennt voneinander betrachtet. Nach einer deskriptiven Betrachtung der verwendeten Datensätze wird die Schätzung einer erweiterten Mincer-Gleichung durchgeführt. Durch die Anwendung der Quantilsregression lässt sich die Entwicklung der Lohnungleichheit zwischen und innerhalb von Bevölkerungsgruppen ermitteln.

JEL-Code: C13, D30, J31

Stichwörter: Lohnungleichheit, Einkommensgleichung, Quantilsregression

Abstract

This article is concerned with the development of wage inequality in the USA and Germany. Base data for the USA is the Panel Study of Income Dynamics, for Germany the Socio-Economic Panel. By reason of divergent economic development in East and West-Germany, both parts are examined separately. After a descriptive examination of base data the estimation of an advanced Mincer equation is performed. By applying quantile regression the development of wage disparity between and within population groups can be ascertained.

JEL-Code: C13, D30, J31

Keywords: wage inequality, income equation, quantile regression

1 Einführung

Die Rendite von Humankapitalinvestitionen ist für hochqualifizierte Arbeitskräfte von Anfang der 1940er bis Anfang der 1970er Jahre in den USA relativ konstant geblieben. Nach einer Senkung der Rendite in den 1970er Jahren kommt es seit den 1980er Jahren zu einer monotonen Steigerung der relativen Entlohnung von hochqualifizierten Arbeitskräften im Vergleich zu gering qualifizierten. Diese Steigerung und die Verbindung dieser mit der zunehmenden Lohnungleichheit¹ löste eine intensive Debatte unter Ökonomen und Politikern aus.² Im Gegensatz zu der Entwicklung in den USA ist in Deutschland bis Ende der 1990er Jahre eine relativ stabile Lohnverteilung vorhanden. In den letzten Jahren nahm die Lohnungleichheit jedoch rapide zu.³ Parallel zu der Entwicklung der Lohnungleichheit, die in den USA stärker als in Deutschland angestiegen ist, erhöht sich die Arbeitslosenquote in Deutschland relativ zu den USA sehr stark. Andere kontinentaleuropäische Länder weisen mit einer relativ stabilen Lohnverteilung und zu den USA relativ hohen Arbeitslosenquoten mit Deutschland vergleichbare Charakteristika auf. [Krugman 1994](#) kommentierte diese Entwicklung folgendermaßen: „[T]he European unemployment and the US inequality problem are two sides of the same coin [...]“⁴.⁵

Die Zunahme der Lohnspreizung und der steigenden Arbeitslosigkeit von gering qualifizierten Arbeitskräften ist bei der zunehmenden Bildungsexpansion vor dem Hintergrund eines einfachen relativen Angebots- und Nachfragemodell des Arbeitsmarktes⁶ verwunderlich. Danach müsste es zu einer Reduzierung der Lohnspreizung kommen, wenn der Anteil hochqualifizierter Personen relativ zu Personen mit niedriger Qualifikation zunimmt. Da es zu einer Erhöhung der Lohnspreizung kommt, müssen größere Nachfrage- als Angebotsfaktoren nach höheren Qualifikationsprofilen der Arbeitnehmer vorhanden sein. Diese Entwicklung wurde anfänglich in der Literatur vor allem der zunehmenden Globalisierung und dem damit verbundenen Wettbewerbsdruck von Entwicklungsländern zugeschrieben. In empirischen

¹Im Zeitraum von 1890 bis 1940 kam es zu einer Kompression der Lohnverteilung in den USA. Diese fing Anfang der 1970er an zu steigen. Siehe [Goldin und Katz 2001](#). Aufgrund der schlechten Datenqualität vor 1940 sind die Ergebnisse mit Vorsicht zu betrachten. Da die Lohnverteilung in den USA im Zeitraum von 1940 bis 1970 relativ konstant war, wurde diesem Thema in der Literatur kaum Beachtung geschenkt. Vgl. [Gottschalk und Smeeding 1997](#), S. 633.

²Siehe [Deere und Vesovic 2006](#) für eine Literaturübersicht. Vgl. auch [Murphy und Welch 2001b](#).

³Eine gute Übersicht über bisherige Arbeiten bieten [Ammermüller und Weber 2003](#). Siehe auch [Gernandt und Pfeiffer 2006](#).

⁴[Krugman 1994](#), S. 37.

⁵[Bicakova 2006](#) untersucht die These von Krugman für die USA, England und Frankreich und findet empirische Belege für die Gültigkeit dieser.

⁶Vgl. [Cline 2001](#).

Studien wurde dieser Effekt jedoch als gering identifiziert und damit lässt sich auch nur eine Erhöhung der Lohnungleichheit in der unteren Hälfte der Lohnverteilung erklären. Seit den 1990er Jahren findet die Erhöhung der Lohnungleichheit in den USA vor allem in der oberen Hälfte der Lohnverteilung statt.⁷ Daher ist das Globalisierungsargument alleine unzureichend für die Erklärung des Wachstums des relativen Lohnes von hoch im Vergleich zu gering qualifizierten Arbeitskräften.⁸ Ein weiteres Argument ist der faktorverzerrende technologische Wandel zugunsten von hochqualifizierten Arbeitnehmern im Zuge des Einsatzes von Informations- und Kommunikationstechnologien.⁹ Aber auch die Bedeutung der Steigerung der faktorverzerrenden Nachfrage wird in der Literatur infrage gestellt.¹⁰ Wie groß das Ausmaß der Nachfragesteigerung aufgrund beider Faktoren ist und welcher relevanter für die Nachfragesteigerung ist, bleibt ungeklärt. Dies liegt daran, dass sich die beiden Effekte nicht klar trennen lassen und weiteren Einflussgrößen auf der relativen Angebots- und der relativen Nachfrageseite wirken.¹¹ Beide Faktoren tragen jedoch zur erhöhten relativen Nachfragesteigerung nach hochqualifizierten Arbeitskräften bei.

Vor dem Hintergrund dieser Entwicklung ist für Arbeitnehmer insbesondere die Investition in ihr Humankapital von Bedeutung. Wie lohnenswert diese Investitionen sind, wird typischerweise mit Hilfe von Bildungsrenditen bestimmt. Dabei wird im klassischen Ansatz von [Mincer 1974](#) zwischen formalem und beruflichem Humankapital unterschieden. Es wird oftmals von der Politik die Wichtigkeit der Erhöhung der Bildungsbeteiligung der Bevölkerung an höherer Bildung hervorgehoben. Damit wird gehofft, durch die Erhöhung der hochqualifizierten Arbeitnehmer die Lohnungleichheit zu verringern. Bildung wirkt auf die Lohnungleichheit zum einen durch eine Variation der Unterschiede in der Entlohnung zwischen verschiedenen Bildungsgruppen und zum anderen durch eine Veränderung der Dispersion innerhalb einer Bildungsgruppe. Die Auswirkungen von Bildung auf die Lohnungleichheit kann durch die Betrachtung des Medians der Lohnverteilung zwischen verschiedenen Bildungsgruppen und durch den Interdezilsabstand der Bildungsrenditen einzelner Bildungsgruppen innerhalb dieser Gruppe untersucht werden. Durch eine erhöhte Bildungsbeteiligung gibt es damit zwei Effekte auf die Lohnverteilung. Die Lohnungleichheit kann durch eine Änderung der Bildungsrendite von höheren relativ zu niedrigeren Bildungsabschlüssen steigen oder sinken sowie durch eine Änderung innerhalb höherer Bildungsgruppen. Ob eine erhöhte

⁷Siehe [Piketty und Saez 2006](#) für die USA und [Bach und Steiner 2007](#) für Deutschland.

⁸Vgl. [OECD 2007](#), [Freeman 1995](#) und [Leamer 2000](#).

⁹Vgl. [Machin 2003](#).

¹⁰Vgl. [Krugman 1995](#), [Acemoglu 2000](#) und [Murphy und Welch 2001a](#).

¹¹Auf der relativen Angebotsseite sind dies Migration und auf der relativen Nachfrageseite strukturelle Veränderungen der Wirtschaft sowie organisatorische Änderungen innerhalb von Unternehmen.

Bildungsbeteiligung demnach die Lohnungleichheit reduziert, ist eine empirische Frage.¹²

Ziel dieses Beitrages ist es, die Entwicklung der Lohnungleichheit anhand von Daten für Deutschland und die USA bis an den aktuellen Rand fortzuführen. Des Weiteren ist mit den harmonisierten Versionen der Datensätze der Vergleich zwischen West- und Ostdeutschland sowie den USA möglich. Diese Arbeit verwendet die harmonisierten Versionen des Sozioökonomischen Panels (SOEP) für Deutschland und die Panel Study of Income Dynamics (PSID) für die USA. Mit diesen Daten werden vergleichbare Bildungsrenditen für die USA, West- und Ostdeutschland berechnet. Die Trennung in West- und Ostdeutschland erfolgt aufgrund der divergenten ökonomischen Situation in diesen beiden Teilen Deutschlands. In Abschnitt zwei wird die Entwicklung der Lohnungleichheit deskriptiv dargestellt. Damit kann ein erster vergleichender Eindruck über die Entwicklung der Lohnungleichheit in den USA, West- und Ostdeutschland vorgenommen werden. Anschließend wird in Abschnitt drei die Schätzung einer erweiterten Mincergleichung mit Hilfe der Quantilsregression durchgeführt. Somit lassen sich Bildungsrenditen an verschiedenen Dezilen der bedingten Lohnverteilung bestimmen sowie die Entwicklung der Lohnungleichheit innerhalb und zwischen verschiedenen Bevölkerungsgruppen ermitteln.

2 Deskriptive Darstellung

Um einen ersten Eindruck der Entwicklung der Löhne und der Lohnungleichheit in den USA und Deutschland zu gewinnen, wird diese deskriptiv dargestellt. Für die USA wird die Cross National Equivalence File (CNEF) -Version der PSID und für Deutschland die CNEF-Version des SOEP verwendet. Die Daten für die USA liegen für die Jahre 1980 bis 2003 vor.¹³ Für Westdeutschland liegen Daten für die Jahre 1984 bis 2006 und für Ostdeutschland von 1992 bis 2006 vor.¹⁴

¹²Siehe für Arbeiten, die die Methode der Quantilsregression anwenden, für die USA [Buchinsky 1994](#) und für Deutschland [Ammermüller und Weber 2003](#), [Bellmann und Gartner 2003](#) und [Budria und Pereira 2005](#). Einen internationalen Vergleich unternehmen [Martins und Pereira 2004](#).

¹³Von 1980 bis 1997 wurden die Befragungen im jährlichen Abstand und seitdem in einem Zweijahresintervall vorgenommen.

¹⁴Eine Beschreibung der verwendeten Mikrodatsätze und der in dieser Arbeit verwendeten Variablen befindet sich in Anhang A. Um eine homogene Beobachtungsgruppe zu gewährleisten, werden in der Arbeit vollzeitbeschäftigte Personen mit einem realen Stundenlohn von größer als einem Euro, bzw. Dollar, im Alter von 18 bis 65 ausgewählt. Vollzeitbeschäftigt ist, wer sich in einer abhängigen Beschäftigung befindet und mehr als 1820 Stunden (entspricht mindestens einer 35-Stunden-Woche) im Jahr arbeitet.

Für die Veranschaulichung der Verteilung der logarithmierten realen Stundenlöhne zu verschiedenen Zeitpunkten in den USA, Ost- und Westdeutschland ist in den Abbildungen 1 bis 3 die jeweilige Kerndichtefunktion dargestellt. Bei der Kerndichteschätzung wird auf jeden Beobachtungswert eine Kerndichtefunktion der Fläche eins gesetzt, diese dann vertikal aufsummiert und auf eins normiert.¹⁵ Der Kerndichteschätzer mit Bandweite h ¹⁶ ist folgendermaßen definiert:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k(v). \quad (1)$$

Dabei ist n die Anzahl der Beobachtungswerte und $k(v)$ die Kernfunktion. Als Kernfunktion wurde ein Standardnormal-Kern gewählt.¹⁷

$$k(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}v^2}, -\infty < v < \infty \quad (2)$$

Anhand der Form, wie sich die dargestellte Verteilung der logarithmierten realen Stundenlöhne relativ zum Median im Zeitablauf verändert, kann ein erster Eindruck über die Veränderung der Lohnungleichheit gewonnen werden. Bei einer Zunahme der Fläche der Dichtefunktion in den Flanken nimmt die Spreizung der Löhne zu und bei einer Abnahme sinkt diese.

In Abbildung 1 ist die Kerndichteschätzung der USA für die Jahre 1980, 1992 und 2003 abgebildet. Anhand der Erhöhung in den Flanken der Kerndichtefunktion nimmt die Spreizung der realen Stundenlöhne sowohl zwischen dem Jahr 1980 und 1992 als auch zwischen dem Jahr 1980 und 2003 zu. Zwischen den Jahren 1992 und 2003 ist nur noch eine Erhöhung in der äußersten Rechten Flanke zu erkennen und demzufolge ist es nur am oberen Ende der Lohnverteilung zu einer erhöhten Lohnspreizung gekommen.

Die Verteilung der logarithmierten realen Stundenlöhne relativ zum Median für Westdeutschland ist in Abbildung 2 für die Jahre 1984, 1994 und 2006 abgebildet. Die Kerndichtefunktion im Jahre 1994 sieht der aus dem Jahre 1984 sehr ähnlich. Es ist keine Zunahme der Lohnspreizung zu erkennen. Dies ändert sich bei der Kerndichtefunktion für das Jahr 2006. Dort ist eine merkliche Zunahme in der oberen Flanke zu erkennen und damit ein Anstieg der Lohnspreizung vorhanden.

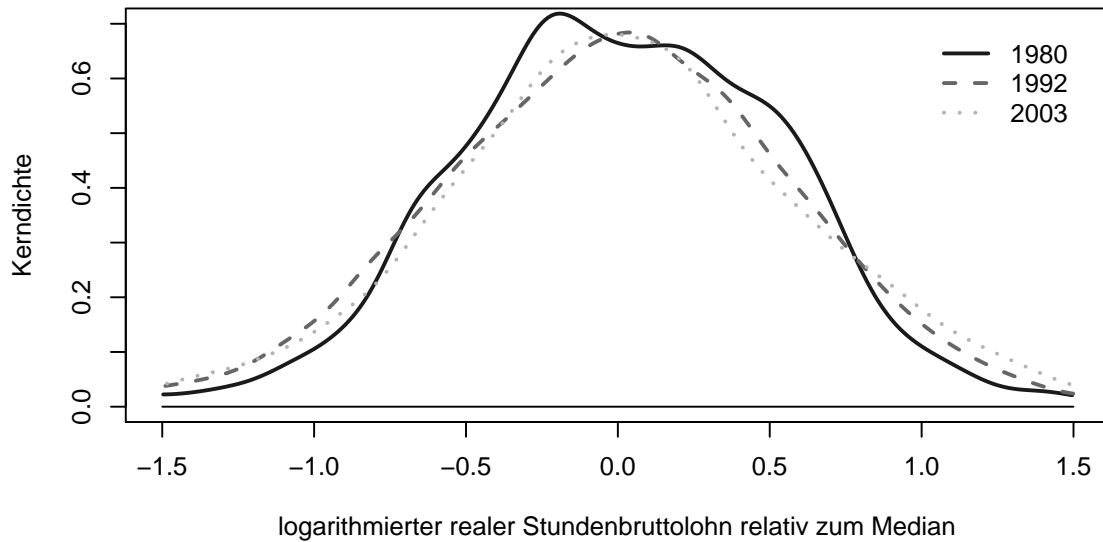
Für Ostdeutschland ist aus Abbildung 3 ersichtlich, dass es zu einer deutlichen Zunahme der Flanken der Kerndichtefunktion in der Periode von 1992 bis 2006 zu

¹⁵Vgl. Behr 2005, S. 59.

¹⁶Die Bandweite wurde nach der von Silverman 1986 vorgeschlagenen Methode berechnet.

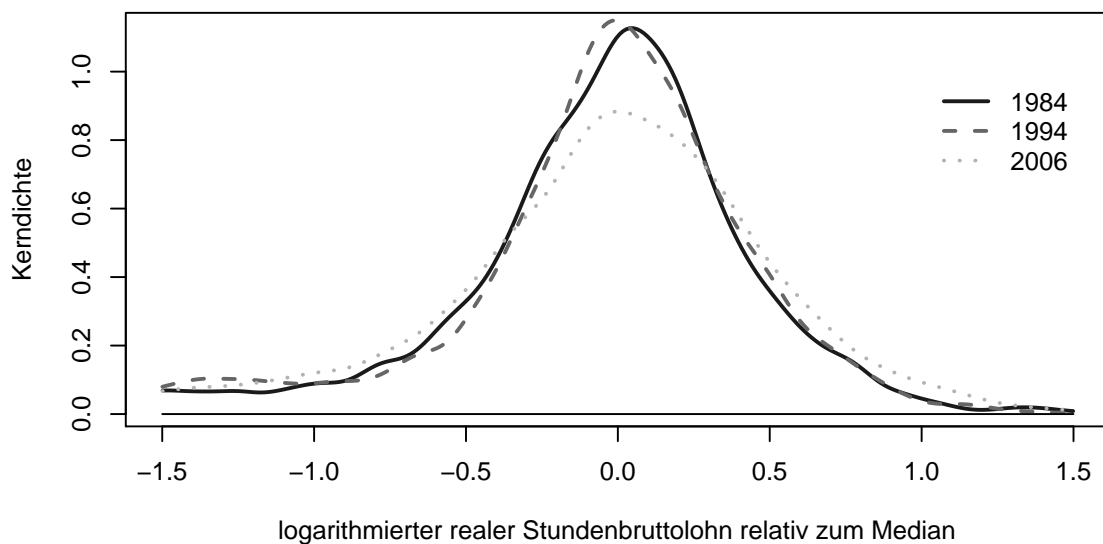
¹⁷Vgl. Li und Racine 2007, S. 8.

Abbildung 1: Kerndichteschätzung USA



Quelle: Eigene querschnittsgewichtete Berechnungen mit Daten der PSID.

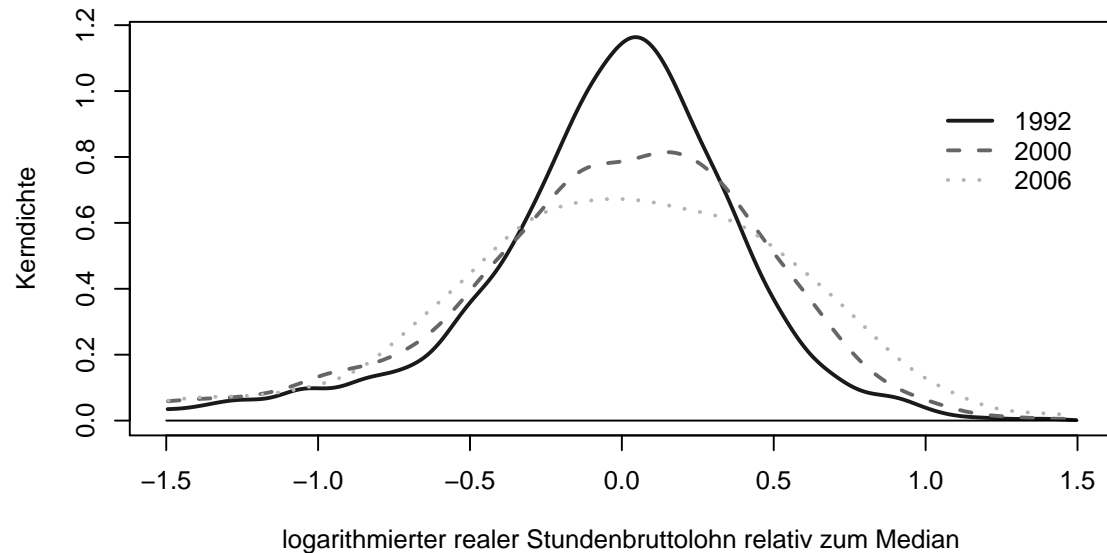
Abbildung 2: Kerndichteschätzung Westdeutschland



Quelle: Eigene querschnittsgewichtete Berechnungen mit Daten des SOEP.

einer Erhöhung der Lohnspreizung kommt. Zu einer deutlichen Expansion kommt es am oberen Ende der Verteilung.

Abbildung 3: Kerndichteschätzung Ostdeutschland



Quelle: Eigene querschnittsgewichtete Berechnungen mit Daten der SOEP.

Anhand der Kerndichteschätzungen lässt sich feststellen, dass es in den USA zu einer Erhöhung der Lohnspreizung kommt. Zwischen den Jahren 1980 und 1992 ergibt sich dies aus einer Erhöhung der Flanken an beiden Enden der Kerndichtefunktion und zwischen den Jahren 1992 und 2003 durch eine Erhöhung am oberen Ende. In Westdeutschland kommt es erst zwischen den Jahren 1994 und 2006 zu einer Erhöhung der Lohnspreizung. In Ostdeutschland zwischen dem Jahren 1992 und 2006. Darüberhinaus ist aus den drei Abbildungen zu erkennen, dass in den USA die Lohnspreizung deutlich größer als in West- und Ostdeutschland ist.

In den Tabellen 1 bis 3 sind weitere deskriptive Statistiken dargestellt. Dabei bedeutet ein Strich über einer Variable deren arithmetischen Mittelwert. Die Stichprobengröße (n), der Anteil der Personen mit dem Schulabschluss weniger als Abitur (lhs/n) an allen Personen in der Stichprobe, der Anteil mit dem Abschluss Abitur (hs/n), der Anteil mit dem Abschluss mehr als Abitur (mhs/n), der Anteil der Männer (m/n), das Durchschnittsalter (\overline{age}), die durchschnittlichen Jahre an Schulbildung (\overline{eduy}), die durchschnittliche Jahresarbeitszeit in Stunden (\overline{h}), der harmonisierte Konsumentenpreisindex mit Basisjahr 2000 (CPI)¹⁸, der durchschnittliche reale Stundenlohn eines vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmers (\overline{hwage}),

¹⁸Die Daten stammen von Datastream.

der Ginikoeffizient (*Gini*)¹⁹ sowie das Verhältnis des neunten und ersten Dezils der realen Stundenlöhne werden betrachtet.

Sowohl in den USA als auch in West- und Ostdeutschland nimmt der Anteil der Personen mit dem Abschluss mehr als Abitur deutlich zu. In den USA steigt dieser betrachteten Zeitraum um 14 %, in Westdeutschland um 12 % und in Ostdeutschland um 11 %.²⁰ In den USA und Westdeutschland sinkt sowohl der Anteil mit dem Abschluss Abitur als auch der Anteil mit dem Abschluss weniger als Abitur. In Ostdeutschland sinkt der Anteil an Personen mit Abitur und der Anteil mit weniger als Abitur erhöht sich. In den USA ist der Anteil der Personen mit dem Abschluss mehr als Abitur im Jahr 2003 mit 53 % deutlich höher als in Westdeutschland mit 29 % und Ostdeutschland mit 21 %. Auffällig ist der in Ostdeutschland deutlich höhere Anteil an Personen mit dem Abschluss Abitur im Vergleich zu den USA und Westdeutschland.²¹ Diese Unterschiede spiegeln sich auch bei der Anzahl der Jahre an schulischer Ausbildung wider. In den USA ist ein größerer Wert als in West- und Ostdeutschland zu beobachten. In den betrachteten Ländern nimmt das Durchschnittsalter der Personen zu: in den USA um ungefähr vier Jahre, in West- und Ostdeutschland um ca. zwei Jahre. Die durchschnittliche Jahresarbeitszeit ist in den USA, West- und Ostdeutschland auf einem vergleichbaren Niveau. Die Inflationsraten sind mit Ausnahme der Werte der USA für 1980 bis 1982 in den USA, West- und Ostdeutschland auf einem niedrigen Niveau. Der durchschnittliche reale Stundenlohn nimmt in allen drei Ländern im Zeitablauf zu. Dabei ist der deutliche Unterschied der durchschnittlichen realen Stundenlöhne von Westrelativ zu Ostdeutschland auffällig. In Ostdeutschland ist allerdings eine deutliche stärkeres Wachstum relativ zu Westdeutschland von Anfang der 1990er bis Anfang der 2000er existent.

Der Ginikoeffizient vergleicht den Zustand der Gleichverteilung der Reallöhne mit der tatsächlichen Verteilung der Reallöhne. Ein Koeffizient von 0 bedeutet Gleichverteilung und einer von 1 totale Ungleichverteilung der Reallöhne. In den USA und in Ostdeutschland nimmt der Ginikoeffizient über den Beobachtungszeitraum zu. Ostdeutschland wies im Jahr 1992 einen deutlich niedrigeren Wert als Westdeutschland auf. Im Jahr 2004 hat dieser einen gleichen Wert wie Westdeutschland. Eine andere Entwicklung ist in Westdeutschland zu beobachten. Hier verändert sich der Ginikoeffizient erst seit Anfang der 2000er Jahre nach oben. Für das wei-

¹⁹Wenn sich die Lorenzkurven schneiden, liefert die durch den Ginikoeffizienten ausgedrückte Lohnungleichheit falsche Ergebnisse. Daher werden in Anhang B weitere Ungleichheitsmaße betrachtet. Diese zeigen die gleiche Entwicklung der Lohnungleichheit wie der Ginikoeffizient an.

²⁰Dabei ist zu beachten, dass hierbei die Zeiträume unterschiedlich sind.

²¹Der hohe Anteil von Personen mit dem Abschluss Abitur könnte an der Anerkennung von ehemals in der DDR erworbenen Abschlüsse als Abitur liegen.

tere Maß für die Spreizung der Lohnverteilung, das Verhältnis aus neuntem und ersten Dezil, ist selbige Entwicklung existent. Anhand des Quotienten des neunten und ersten Dezils ist die deutlich höhere Lohnspreizung in den USA relativ zu West- und Ostdeutschland erkennbar.

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken USA

year	n	lhs/n	hs/n	mhs/n	f/n	\overline{age}	\overline{eduy}	\bar{h}	CPI	\overline{hwage}	Gini	d9/d1
1980	4815	0,19	0,42	0,39	0,69	38,4	12,6	2291	0,48	16,51	0,30	3,88
1981	4785	0,19	0,41	0,41	0,68	38,4	12,7	2281	0,53	16,37	0,31	3,95
1982	4824	0,18	0,41	0,42	0,67	38,6	12,8	2267	0,56	16,73	0,31	4,07
1983	4685	0,16	0,40	0,44	0,66	38,7	13,0	2285	0,58	17,17	0,32	4,24
1984	4901	0,15	0,41	0,43	0,65	38,8	13,0	2275	0,60	17,44	0,32	4,17
1985	5268	0,13	0,39	0,48	0,65	38,7	13,2	2301	0,62	17,64	0,34	4,36
1986	5454	0,12	0,39	0,49	0,63	38,6	13,3	2292	0,64	18,08	0,33	4,48
1987	5538	0,12	0,39	0,48	0,63	38,7	13,3	2304	0,66	18,05	0,33	4,48
1988	5724	0,12	0,39	0,49	0,63	38,9	13,3	2298	0,69	18,31	0,34	4,39
1989	5934	0,11	0,39	0,49	0,63	38,8	13,3	2300	0,72	17,92	0,34	4,42
1990	5942	0,10	0,40	0,50	0,63	39,0	13,4	2314	0,76	17,52	0,33	4,41
1991	5938	0,10	0,41	0,50	0,62	39,1	13,4	2325	0,79	17,43	0,34	4,50
1992	5963	0,10	0,41	0,50	0,61	39,7	13,4	2313	0,81	17,75	0,34	4,67
1993	5904	0,09	0,40	0,51	0,61	39,4	13,4	2292	0,84	18,45	0,35	4,93
1994	5949	0,10	0,38	0,52	0,61	40,0	13,5	2320	0,86	18,87	0,36	4,82
1995	6120	0,10	0,39	0,51	0,60	40,4	13,4	2310	0,89	18,59	0,36	4,92
1996	6219	0,10	0,38	0,51	0,60	40,6	13,4	2323	0,91	18,72	0,37	4,94
1997	4334	0,10	0,39	0,52	0,71	40,6	13,4	2340	0,93	19,37	0,37	5,17
1999	5266	0,10	0,36	0,54	0,62	41,5	13,5	2353	0,97	19,54	0,37	5,22
2001	5651	0,11	0,36	0,53	0,60	41,2	13,4	2336	1,03	21,11	0,38	4,86
2003	5582	0,11	0,36	0,53	0,58	42,0	13,4	2342	1,07	20,20	0,39	5,16

Quelle: Eigene querschnittsgewichtete Berechnungen mit Daten der PSID.

Für eine weitere Betrachtung der Entwicklung der Lohnungleichheit werden in den Abbildungen 4 bis 6 der Interdezilsabstand der realen Stundenlöhne und das fünfte Dezil sowohl mit dem neunten als auch mit dem ersten verglichen. Um aufgrund der unterschiedlichen Beobachtungszeiträume einen Vergleich anstellen zu können, wurden die Entwicklungen der Dezilsvergleiche als Index mit dem Basisjahr 1992 dargestellt. Durch den Dezilsvergleich zwischen dem neunten und dem fünften Dezil kann aufgezeigt werden, ob sich der obere Teil der Lohnverteilung und mit dem Vergleich vom fünften und ersten Dezil kann gezeigt werden, ob sich der untere Teil der Lohnverteilung auseinanderbewegen. Mit dem Interdezilsabstand lässt sich bestimmen, ob sich der Abstand der Löhne der oberen 10 % und der unteren 10 % verändert.

In Abbildung 4 ist die Entwicklung der Dezilsvergleiche für die USA dargestellt.²² Der Unterschied zwischen dem neunten und fünften Dezil der realen Stundenlöh-

²²Die absoluten Werte der Quantile der realen Stundenlöhne sind für die USA im Jahre 1992 28,03 \$/h am neunten Dezil der Lohnverteilung, 13,31 \$/h am fünften Dezil und 6,00 \$/h am ersten Dezil. Damit ergibt sich für das Verhältnis des neunten und ersten Dezils ein Wert von

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken Westdeutschland

year	n	lhs/n	hs/n	mhs/n	f/n	age	edu	h	CPI	hwage	Gini	d9/d1
1984	5503	0,20	0,63	0,17	0,71	39,4	11,3	2344	0,73	11,67	0,26	3,18
1985	4767	0,19	0,63	0,19	0,73	39,1	11,5	2349	0,75	12,00	0,27	3,24
1986	4787	0,20	0,61	0,19	0,71	39,1	11,5	2309	0,75	12,08	0,26	3,51
1987	4815	0,20	0,61	0,18	0,70	38,9	11,5	2320	0,75	12,29	0,26	3,62
1988	4497	0,20	0,62	0,18	0,70	38,7	11,5	2283	0,76	12,64	0,26	3,79
1989	4485	0,20	0,62	0,18	0,69	38,7	11,6	2313	0,78	12,84	0,27	3,66
1990	4368	0,22	0,60	0,19	0,69	38,7	11,6	2274	0,80	13,38	0,27	3,48
1991	4371	0,24	0,58	0,18	0,70	39,1	11,5	2290	0,82	13,25	0,26	3,39
1992	4341	0,23	0,59	0,19	0,69	39,3	11,6	2283	0,86	13,50	0,25	3,31
1993	4254	0,21	0,59	0,19	0,68	39,3	11,6	2275	0,90	13,78	0,26	3,50
1994	4263	0,21	0,58	0,21	0,69	39,7	11,7	2279	0,92	14,06	0,25	3,26
1995	4227	0,20	0,58	0,23	0,68	39,6	11,9	2284	0,94	13,95	0,26	3,48
1996	4070	0,18	0,59	0,23	0,69	39,7	11,9	2286	0,95	14,43	0,26	3,44
1997	3979	0,19	0,57	0,24	0,68	39,7	12	2325	0,97	14,14	0,26	3,50
1998	4181	0,19	0,57	0,24	0,67	40,2	12	2308	0,98	14,24	0,26	3,43
1999	4192	0,19	0,56	0,25	0,67	40,4	12,1	2317	0,98	14,46	0,27	3,55
2000	7521	0,13	0,59	0,27	0,67	40,4	12,3	2347	1,00	14,47	0,28	4,03
2001	6654	0,13	0,60	0,27	0,68	40,6	12,3	2345	1,02	14,59	0,28	4,04
2002	7393	0,13	0,59	0,29	0,67	40,7	12,5	2338	1,03	14,75	0,32	4,45
2003	6602	0,12	0,60	0,29	0,67	41,1	12,5	2328	1,04	15,53	0,32	4,24
2004	6274	0,13	0,59	0,28	0,66	41,2	12,5	2336	1,06	15,11	0,31	4,34
2005	5968	0,14	0,58	0,28	0,65	41,5	12,5	2329	1,08	14,78	0,31	4,42
2006	6218	0,12	0,59	0,29	0,67	41,7	12,7	2356	1,10	15,08	0,32	4,42

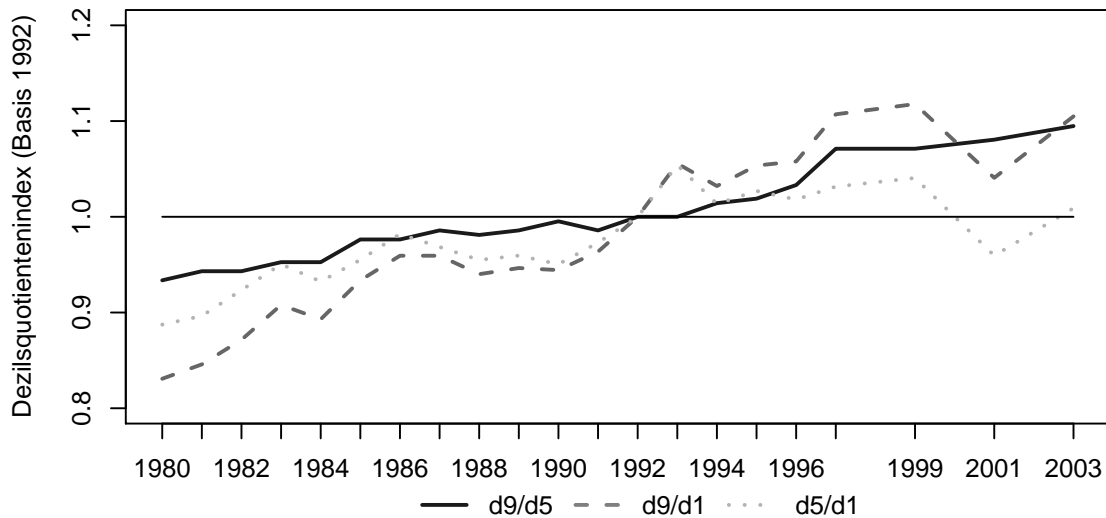
Quelle: Eigene querschnittsgewichtete Berechnungen mit Daten des SOEP.

Tabelle 3: Deskriptive Statistiken Ostdeutschland

year	n	lhs/n	hs/n	mhs/n	f/n	age	edu	h	CPI	hwage	Gini	d9/d1
1992	2183	0,05	0,85	0,10	0,59	39,5	12,3	2349	0,86	6,36	0,22	2,75
1993	1900	0,06	0,83	0,11	0,60	39,2	12,4	2392	0,90	7,58	0,24	3,06
1994	1836	0,06	0,82	0,12	0,60	39,1	12,5	2379	0,92	8,52	0,24	3,17
1995	1767	0,05	0,81	0,14	0,61	39,8	12,5	2406	0,94	9,05	0,25	3,38
1996	1775	0,06	0,81	0,13	0,61	40	12,5	2393	0,95	9,27	0,25	3,54
1997	1716	0,07	0,79	0,15	0,61	39,8	12,6	2411	0,97	9,28	0,27	3,87
1998	1725	0,07	0,80	0,13	0,62	39,9	12,5	2379	0,98	9,38	0,27	3,63
1999	1690	0,07	0,79	0,14	0,61	40,2	12,6	2348	0,98	9,67	0,27	3,58
2000	2560	0,09	0,72	0,19	0,60	40,3	12,7	2399	1,00	9,64	0,28	3,96
2001	2298	0,09	0,72	0,19	0,60	41	12,7	2373	1,02	9,83	0,28	3,99
2002	2325	0,05	0,74	0,21	0,59	41,2	12,8	2379	1,03	10,15	0,32	4,34
2003	2156	0,05	0,74	0,21	0,59	41,8	12,8	2363	1,04	10,68	0,31	4,57
2004	2025	0,06	0,75	0,20	0,59	42	12,8	2346	1,06	10,57	0,31	4,44
2005	1898	0,07	0,72	0,20	0,61	41,9	12,7	2383	1,08	10,28	0,31	4,40
2006	1947	0,08	0,72	0,21	0,59	41,3	12,7	2423	1,10	9,97	0,31	4,24

Quelle: Eigene querschnittsgewichtete Berechnungen mit Daten des SOEP.

Abbildung 4: Index der Dezilsquotienten realer Stundenlöhne USA (Basis 1992)



Quelle: Eigene querschnittsgewichtete Berechnungen mit Daten der PSID.

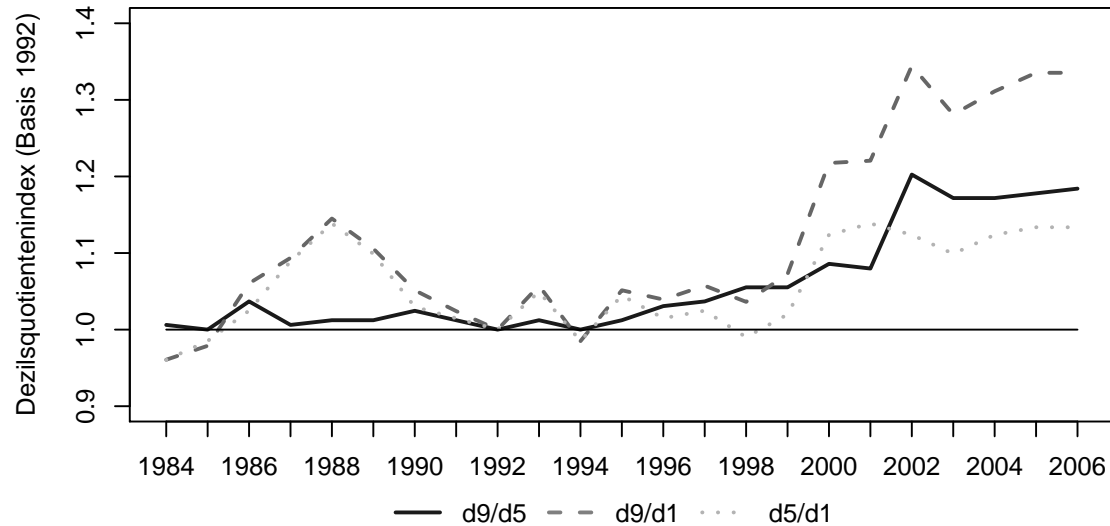
ne nimmt kontinuierlich zu und vergrößert sich um 16 %. Auch der Unterschied zwischen dem fünften und dem ersten Dezil vergrößert sich bis zum Jahr 1993. Seitdem verringert sich der Unterschied zwischen dem fünften und dem ersten Dezil und es kommt damit zu einer Lohnkompression in der unteren Hälfte der realen Stundenlohnverteilung, so dass im Jahr 2003 der Wert dem von 1992 gleicht.²³ Der Interdezilsabstand erhöht sich bis 1999 und sinkt im Jahr 2001 aufgrund der Kompression in der unteren Hälfte der Lohnverteilung. Im Jahr 2003 kommt es wieder zu einer Erhöhung der Lohnungleichheit in der unteren Hälfte. Diese ist jedoch geringer als die Senkung im Jahre 2001.

Die Entwicklung der Dezilsvergleiche ist in Abbildung 5 für Westdeutschland dargestellt. In Westdeutschland bleibt die obere Hälfte der Lohnverteilung bis Mitte

4,67, des neunten und fünften ein Wert von 2,11 sowie des fünften und ersten ein Wert von 2,22.

²³Ein Grund für die Kompression der unteren Hälfte der Lohnverteilung könnte in der schrittweisen Anhebung der Mindestlöhne von 3,80 \$ im Jahre 1990 auf 5,15 \$ im Jahre 1997 liegen. Siehe <http://www.dol.gov/esa/minwage/chart.htm> für genauere Informationen über die Entwicklung der Mindestlöhne in den USA. Fortin und Lemieux 1997 zeigen, dass die Senkung des realen Mindestlohnes in den 1980er Jahren einen deutlichen Anteil an der Erhöhung der Lohnungleichheit in der unteren Hälfte der Lohnverteilung erklärt. Danach dürfte die Erhöhung in den 1990ern in die entgegengesetzte Richtung wirken und somit eine Kompression in der unteren Hälfte der Verteilung bewirken.

Abbildung 5: Index der Dezilsquotienten realer Stundenlöhne Westdeutschland (Basis 1992)



Quelle: Eigene querschnittsgewichtete Berechnungen mit Daten des SOEP.

der 1990er Jahre und die untere Hälfte²⁴ bis Ende der 1990er Jahre unverändert.²⁵ Im Zeitraum von 1994 bis 2006 erhöht sich die Spreizung in der oberen Hälfte um 18 % und von 1999 bis 2006 in der unteren Hälfte um 11 %. Damit erhöht sich auch der Interdezilsabstand seit Mitte der 1990er Jahre.

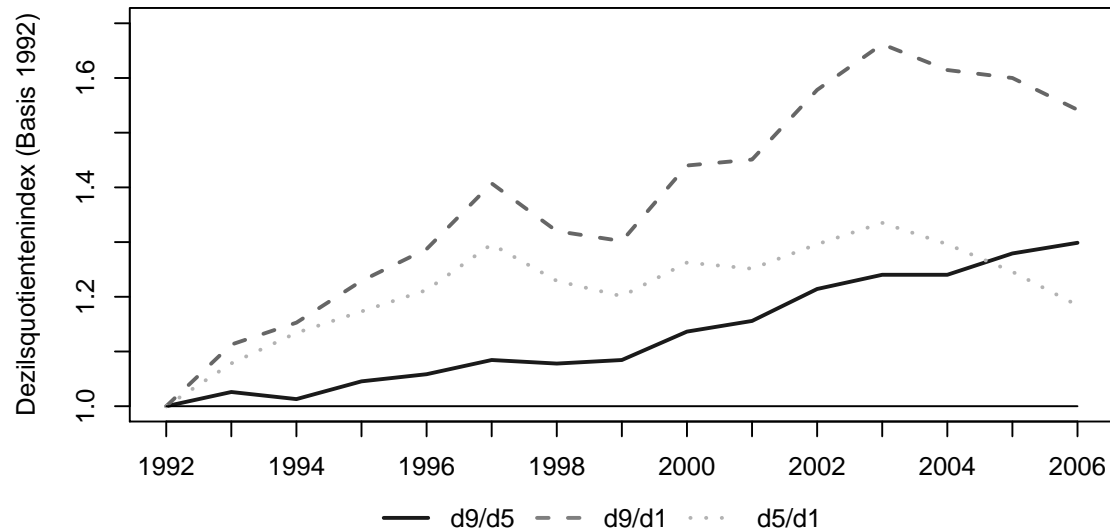
In Abbildung 6 wird die Entwicklung der Dezilsvergleiche für Ostdeutschland aufgezeigt.²⁶ Über den gesamten Beobachtungszeitraum kommt es zu einer Zunahme der Spreizung in der oberen Hälfte der Verteilung der realen Stundenlöhne. Die Steigerung der Lohnungleichheit in der unteren Hälfte der Verteilung hält bis zum Jahr 2003 an. Danach kommt es zu einer Kompression in der unteren Hälfte. Dadurch sinkt auch der Interdezilsabstand seit 2003. In der unteren Hälfte gibt es

²⁴In der unteren Hälfte der Verteilung kommt es in den 1980er Jahren zu einem Ausschlag nach oben.

²⁵Die absoluten Werte der Quantile der realen Stundenlöhne sind für Westdeutschland im Jahre 1992 20.01 €/h am neunten Dezil der Lohnverteilung, 12.25 €/h am fünften Quantil und 6.05 €/h am ersten Dezil. Damit ergibt sich für das Verhältnis des neunten und ersten Dezils ein Wert von 3.31, des neunten und fünften ein Wert von 1.63 sowie des fünften und ersten ein Wert von 2.02.

²⁶Die absoluten Werte der Quantile der realen Stundenlöhne sind für Ostdeutschland im Jahre 1992 9.38 €/h am neunten Dezil der Lohnverteilung, 6.11 €/h am fünften Quantil und 3.41 €/h am ersten Dezil. Damit ergibt sich für das Verhältnis des neunten und ersten Dezils ein Wert von 2.75, des neunten und fünften ein Wert von 1.54 sowie des fünften und ersten ein Wert von 1.79.

Abbildung 6: Index der Dezilsquotienten realer Stundenlöhne Ostdeutschland (Basis 1992)



Quelle: Eigene querschnittsgewichtete Berechnungen mit Daten des SOEP.

eine Zunahme der Lohnspreizung bis zum Jahr 2003 um 33 %. Danach verringert sich die Spreizung. In der oberen Hälfte kommt es zu einem monotonen Anstieg der Lohnspreizung bis zum Jahr 2006 um 30 %. Demnach nimmt auch die Spreizung der gesamten Verteilung der realen Stundenlöhne um 54 % über den Beobachtungszeitraum zu.

Deutliche Unterschiede bestehen in der Entwicklung der Lohnungleichheit zwischen Ost- und Westdeutschland sowie zwischen Westdeutschland und den USA. Die Zunahme der Lohnungleichheit, gemessen durch die Veränderung von $d9/d1$ für die Jahre 1992 bis 2003, ist in Ostdeutschland mit einem Wert von 66 % deutlich stärker als in den USA mit 10 %.²⁷ In Westdeutschland kommt es zu einer Erhöhung von 28 % zwischen 1992 und 2003. 21 % davon ereignen sich jedoch im Zeitraum von 1999 bis 2003.

²⁷Ein ähnliches Ausmaß der Zunahme der Lohnungleichheit in Ostdeutschland von 1992 bis 2004 hat in den USA in den 1970er Jahren stattgefunden. Juhn u. a. 1993 betrachten die Entwicklung der Lohnungleichheit in den USA im Zeitraum von 1963 bis 1989. Sie verwenden Daten des „March Current Population Surveys“.

3 Schätzung von Einkommensgleichungen

Mincer 1974 stellte mit seiner „Human Capital Earnings Function“ die Grundlage für die seitdem oftmals verwendeten Einkommensgleichungen auf. Er untermauert die Einkommensregression mit einem theoretischen Modell.²⁸ In dieser klassischen Mincergleichung wird das logarithmierte Einkommen durch die Schulbildung und die Berufserfahrung sowie die quadratische Werte der Berufserfahrung²⁹ erklärt. Aufgrund der theoretischen Modellhinterlegung und der Verfügbarkeit der Daten wurde diese klassische Mincergleichung oftmals verwendet.

Die Schätzung der klassischen Mincergleichung lässt sich unter Hinzunahme von weiteren exogenen Variablen verbessern. In der Literatur werden insbesondere die Verwendung von Dummyvariablen für Personeneigenschaften und höherer Polynomen³⁰ der Variablen Schulbildung und Berufserfahrung empfohlen.

Um die Unterschiede innerhalb und zwischen Bevölkerungsgruppen betrachten zu können, wird die Quantilsregression angewendet.³¹ Es wird eine Schätzung mithilfe der folgenden Mincergleichung durchgeführt:

$$y_i = x_i' \beta + u_i. \quad (3)$$

y_i ist die endogene Variable und x_i' der Vektor der exogenen Variablen sowie β der Vektor der Parameter. Die Schätzung des q -ten Quantilsregressionsschätzers $\hat{\beta}_q$ kann für den Fall des linearen Regressionsmodells in Gleichung 5 anhand des

²⁸Siehe Mincer 1974 und Chiswick 2003 für die theoretische Fundierung der Mincergleichung.

²⁹Dabei wird die potentielle Berufserfahrung folgendermaßen definiert: *Berufserfahrung* = *Alter* – *Jahre an Schulbildung* – *Einschulungsalter*. Dabei wird angenommen, dass nach dem Abschluss der schulischen Ausbildung die Erwerbsbiographie beginnt und diese ohne Unterbrechungen bis zum Ausscheiden in den Ruhestand fortgesetzt wird. Vgl. Mincer 1974, S. 84. Siehe für Angaben über das Einschulungsalter Puhani und Weber 2005, S. 36.

³⁰Murphy und Welch 1990 und Lemieux 2006, S. 137, empfehlen die Einbeziehung von höheren Polynomen der Berufserfahrung in die Schätzgleichung. Im Gegensatz zur klassischen Mincergleichung mit einem quadratischen Term der Berufserfahrung und damit der Annahme eines konkaven Verlaufs der Löhne in einem Lohn-Berufserfahrungs-Diagramm, liefert die flexiblere Form der biquadratischen funktionalen Spezifizierung eine Verbesserung der Erklärung des empirischen Verlaufs. Murphy und Welch 1990 und Lemieux 2006, S. 137, vergleichen die quadratische und biquadratische funktionale Form und kommen zu dem Ergebnis, dass durch die biquadratische funktionale Spezifizierung keine Unterschätzung am Anfang des Berufserfahrungsverlaufes und keine Überschätzung im mittleren Berufsleben auftritt.

³¹Durch Schätzung mit der Methode der kleinsten Quadrate lassen sich Unterschiede innerhalb der Bevölkerungsgruppen nicht betrachten, sondern nur Unterschiede zwischen Bevölkerungsgruppen.

folgenden Optimierungsproblems durch die Minimierung von β_q bestimmt werden:

$$Q_N(\beta_q) = \sum_{i:y_i \geq x'_i \beta} q |y_i - x'_i \beta| + \sum_{i:y_i < x'_i \beta} (1 - q) |y_i - x'_i \beta|. \quad (4)$$

Dabei werden die absoluten Abweichungen der Beobachtungen von der Regressionsgerade mit q bzw. $(1-q)$ gewichtet. Da die Funktion nicht ableitbar ist, kann die Gradientenoptimierungsmethode nicht angewendet werden. Zur Lösung des Problems können lineare Programmierungsmethoden verwendet werden.³² Die im Folgenden verwendete Spezifizierung der Mincergleichung ist die folgende:

$$lhwage_i = \alpha_0 + \alpha_1 exp_i + \alpha_2 exp2_i + \alpha_3 dh_i + \alpha_4 dmh_i + \alpha_5 dg_i + \alpha_6 dv_i + u_i. \quad (5)$$

In Gleichung 5 ist die endogene Variable der logarithmierte reale Bruttostundenlohn (*lhwage*).³³ Als exogene Variablen werden für im Beruf erworbenes Humankapital die Berufserfahrung (*exp*) und die quadrierten Werte der Berufserfahrung (*exp2*) sowie für Humankapital erworben in Form von formaler Ausbildung der Schulabschluss³⁴ verwendet.³⁵ Für den Schulabschluss werden zwei Dummyvariablen verwendet. Die erste gibt den Abschluss Abitur (*dh*) an und die zweite den Abschluss mehr als Abitur (*dmh*). Daneben wurden Dummyvariablen für Geschlecht (*dg*) und Familienstand (*dv*) in die Schätzgleichung mit aufgenommen. Als Referenzkategorie wird damit anhand der Dummyvariablen eine männliche Person, nicht verheiratet und mit dem Schulabschluss weniger als Abitur gewählt. Der Quantilsregressionsschätzwert für den Achsenabschnitt gibt somit den logarith-

³²Vgl. Cameron und Trivedi 2005, S. 85-88 für einen kurzen Überblick über die Quantilsregression und Koenker 2005 für eine ausführliche Abhandlung dieser Methode. Die Schätzung wurde mit dem Paket *quantreg* für R von Koenker 2007 durchgeführt.

³³Es werden Stundenlöhne verwendet, um den Einfluss der Arbeitszeit auf den Lohn herauszurechnen. Des Weiteren werden Bruttolöhne und nicht Nettolöhne verwendet, um keinen Einfluss der unterschiedlichen Steuersysteme zu haben.

³⁴Im Gegensatz zur klassischen Mincergleichung werden Dummyvariablen für den Schulabschluss anstelle einer Variable der absolvierten Jahre an schulischer Ausbildung verwendet. Damit wird die Betrachtung der Lohnungleichheit zwischen und innerhalb von unterschiedlichen Bildungsgruppen möglich. Des Weiteren wird dem Umstand Rechnung getragen, dass es zu keinem linearen Anstieg der Bildungsrenditen mit weiteren Schuljahren kommt. Bei höheren Bildungsabschlüssen gibt es einen überproportionalen Anstieg der Bildungsrendite.

³⁵In anderen Spezifikationen der Einkommensgleichung wurden Polynome für die Berufserfahrung bis zur vierten Potenz und die getrennte und gemeinsame Hinzunahme von Dummyvariablen für Regionen und Beschäftigungsbranchen verwendet. Die Schätzergebnisse erweisen sich auch bei Hinzunahme der Variablen als robust. Durch Hinzufügen dieser weiteren Variablen wurde der Erklärungsgehalt des Modells allerdings nicht erhöht, so dass die Variablen nicht hinzugenommen wurden und die in Gleichung 5 angegebene Spezifizierung der Schätzgleichung verwendet wird.

mierten Lohn für die einzelnen Dezile der Reallohnverteilung für eine männliche, nicht verheiratete Person mit dem Schulabschluss weniger als Abitur und ohne Berufserfahrung an. Für einen typischen konkaven Verlauf der Berufserfahrung auf den logarithmierten Lohn ist der Schätzwert für die erste Potenz der Berufserfahrung positiv und für die zweite Potenz der Berufserfahrung negativ. Die Schätzer der Parameter der Dummyvariablen geben die prozentuale Lohnsteigerung bei einem Wechsel des Zustandes der Dummyvariablen von 0 auf 1 an. Mit dem Dummy für den Familienstand wird damit für die unterschiedlichen Quantile der bedingten Lohnverteilung die prozentuale Veränderung bei einem Wechsel beim Familienstand von ledig auf verheiratet bestimmt. Für die Variable Geschlecht wird bestimmt, ob Frauen im Vergleich zu Männern an den unterschiedlichen Quantilen der bedingten Lohnverteilung prozentual mehr oder weniger Lohn beziehen. Mit den Schätzwerten der Parameter der Dummyvariablen der Schulabschlüsse wird die Bildungsrendite des Abschlusses Abitur und mehr als Abitur bestimmt. Es wird also für die Quantile der bedingten Lohnverteilung die prozentuale Lohnsteigerung bei dem Erwerb Abitur oder mehr als Abitur zur Referenzkategorie weniger als Abitur bestimmt.

Die Entwicklung der Lohnungleichheit im Zeitablauf zwischen Bevölkerungsgruppen kann anhand der Medianschätzung der Parameter³⁶ für Personen mit dem Schulabschluss Abitur und dem Abschluss mehr als Abitur relativ zum Schulabschluss weniger als Abitur, Frauen im Vergleich zu Männern sowie verheiratete Personen relativ zu ledigen bestimmt werden. Des Weiteren wird bestimmt, ob ein weiteres Jahr an beruflicher Erfahrung zu erhöhter Ungleichheit führt. Es kommt im Zeitablauf zu einer Steigerung der Lohnungleichheit zwischen den Bevölkerungsgruppen, wenn sich der Betrag des Medianschätzwertes erhöht. Die Entwicklung der Lohnungleichheit innerhalb verschiedener Bevölkerungsgruppen kann anhand des Schätzwertes des Interdezilsabstandes der Quantilsregressionsschätzung der Parameter der exogenen Variablen bestimmt werden. Im Folgenden wird die Lohnungleichheit innerhalb der Gruppe der Personen mit dem Schulabschluss Abitur und mehr als Abitur, sowie der Verheirateten und der Frauen untersucht. Des Weiteren werden die Auswirkungen eines weiteren Jahres an beruflicher Erfahrung bestimmt. Wenn sich der geschätzte Interdezilsabstand im Zeitablauf positiv verändert, bedeutet dies eine Zunahme der Lohnungleichheit innerhalb dieser Gruppe. Bei einer negativen Veränderung liegt eine Abnahme der Lohnungleichheit innerhalb der jeweiligen Gruppe vor.³⁷ Ob Investitionen in die Bildung von formalem

³⁶Alternativ dazu könnte die Entwicklung der Lohnungleichheit zwischen verschiedenen Bevölkerungsgruppen mit einer OLS-Schätzung durchgeführt werden. Aufgrund der Anfälligkeit dieser Methode auf Ausreißer wird die Quantilsregressionsschätzung des Medians gewählt.

³⁷Die Ergebnisse der Quantilsregressionsschätzung der Gleichung 5 befinden sich in Anhang C.

und beruflichem Humankapital zu einer erhöhten Lohnungleichheit führen, kann damit bestimmt werden.

In Tabelle 4 ist die Entwicklung der Lohnungleichheit zwischen und innerhalb der in Schätzgleichung 5 durch die Dummyvariablen vorgenommenen Unterscheidung von verschiedenen Bevölkerungsgruppen Anfang der 1990er und 2000er Jahre dargestellt. Des Weiteren ist das Ergebnis für die Auswirkung eines weiteren Jahres beruflicher Erfahrung sowie das Schätzergebnis für den Achsenabschnitt angegeben.³⁸ Um einen Vergleich der Entwicklung zu ermöglichen wird in der Tabelle ein gemeinsamer Beobachtungszeitraum ausgewählt und die Differenz von Dreijahresmittelwerten der Parameterschätzwerte der Dummyvariablen miteinander verglichen. Es werden die letzten drei Jahre des Datensatzes für die USA (2003, 2001 und 1999) und die ersten drei Jahre des Datensatzes für Ostdeutschland (1992 bis 1994) als Zeitpunkte gewählt, da dies der größte zusammenhängende Zeitraum der drei Paneldatensätze ist. In der Tabelle ist der Dreijahresdurchschnitt der Schätzwerte für den Zeitraum Anfang der 1990er und Anfang der 2000er sowie dessen Differenz dargestellt. Dabei bedeutet ein positiver Wert in der Zeile der Differenz bei den Komponenten innerhalb und zwischen eine Zunahme der Lohnungleichheit und ein negativer Wert eine Reduzierung der Lohnungleichheit. Die Änderung der Lohnungleichheit zwischen den Gruppen kann durch eine Änderung der Lohnungleichheit innerhalb der Gruppe reduziert oder verstärkt werden.³⁹

In der Ausgangsperiode der Jahre 1992 bis 1994 ist die durchschnittliche Bildungsrendite für den Schulabschluss Abitur in den USA mit 30 % und mit 17 % in Westdeutschland deutlich niedriger als in Ostdeutschland mit 72 %. Dies gilt auch für den Abschluss mehr als Abitur. Bei dem hat die USA eine durchschnittliche Bildungsrendite in Höhe von 69 %, Westdeutschland 50 % und Ostdeutschland 86 %. Mit einem höheren Bildungsabschluss ist daher auch eine höhere Bildungsrendite vorhanden. Die Streuung innerhalb der Gruppe nimmt in den USA und Westdeutschland mit einem höheren Bildungsniveau zu, da der durchschnittliche Interdezilsabstand der Quantilsregressionsschätzung in den USA für den Abschluss Abitur -7 % und für mehr als Abitur 11 % sowie in Westdeutschland 0 % und 12 % beträgt. In Ostdeutschland nimmt die Streuung mit einem erhöhten Bildungsniveau ab, da die Werte für Ostdeutschland -40 % und -55 % sind. Der durchschnittliche negative Lohnunterschied von Frauen relativ zu Männern ist in den USA mit 29 %, in Westdeutschland 17 % und in Ostdeutschland 5 %. Verheiratete Personen verdienen in den USA 10 % mehr als Ledige, in West- 6 % und Ostdeutschland

³⁸Die Schätzergebnisse sowie deren durch die p-Werte angegebenen Signifikanzniveaus befinden sich in Anhang C.

³⁹Bei den hier verwendeten Maßen für Ungleichheit innerhalb und zwischen den Gruppen kann der Gesamteffekt nicht durch Addition der beiden Effekte bestimmt werden. Es lässt sich damit jeweils die Entwicklung der Streuung innerhalb und zwischen den Gruppen bestimmen.

7 %. Der Verlauf der Berufserfahrung nimmt, wie erwartet, den typischen konkaven Verlauf in allen drei Ländern an. Ein weiteres Jahr an Berufserfahrung ist mit einer durchschnittlichen Lohnsteigerung von 4 % in den USA und Westdeutschland und 3 % in Ostdeutschland verbunden.

Tabelle 4: Entwicklung der Lohnungleichheit innerhalb (w-) und zwischen (b-) Bevölkerungsgruppen

USA	b-intercept	w-intercept	b-dh	w-dh	b-dmh	w-dmh	b-dg
1990er	1.776	1.249	0.299	-0.068	0.689	0.107	-0.289
2000er	1.859	1.244	0.282	-0.102	0.636	0.154	-0.262
Δ	0.083	-0.004	-0.017	-0.035	-0.053	0.047	-0.027
USA	w-dg	b-dv	w-dv	b-exp	w-exp	b-exp2	w-exp2
1990er	-0.038	0.107	-0.045	0.044	0.004	-0.001	0.000
2000er	-0.093	0.161	-0.053	0.040	0.015	-0.001	0.000
Δ	-0.055	0.054	-0.009	-0.005	0.011	0.000	0.000
West-D	b-intercept	w-intercept	b-dh	w-dh	b-dmh	w-dmh	b-dg
1990er	1.880	1.648	0.172	-0.004	0.500	0.118	-0.173
2000er	1.652	1.614	0.294	-0.100	0.599	-0.049	-0.162
Δ	-0.228	-0.035	0.122	-0.097	0.100	-0.167	-0.011
West-D	w-dg	b-dv	w-dv	b-exp	w-exp	b-exp2	w-exp2
1990er	0.009	0.055	-0.116	0.045	-0.061	-0.001	0.001
2000er	0.025	0.066	-0.077	0.052	-0.037	-0.001	0.001
Δ	0.016	0.011	0.039	0.006	0.025	0.000	0.000
Ost-D	b-intercept	w-intercept	b-dh	w-dh	b-dmh	w-dmh	b-dg
1990er	0.956	1.671	0.717	-0.400	0.863	-0.550	-0.045
2000er	1.081	1.799	0.605	-0.365	0.935	-0.428	-0.036
Δ	0.125	0.128	-0.112	0.036	0.072	0.122	-0.009
Ost-D	w-dg	b-dv	w-dv	b-exp	w-exp	b-exp2	w-exp2
1990er	0.039	0.068	-0.025	0.027	-0.023	-0.001	0.000
2000er	0.093	0.036	0.004	0.041	-0.021	-0.001	0.000
Δ	0.054	-0.031	0.029	0.014	0.001	0.000	0.000

Quelle: Eigene querschnittsgewichtete Berechnungen mit Daten der PSID und des SOEP.

Im Folgenden wird die Entwicklung der Bildungsrenditen zwischen und innerhalb der Gruppen von Anfang der 1990er bis Anfang der 2000er betrachtet. Zuerst werden die Auswirkungen von Investitionen in das eigene Humankapital in Form von formaler Ausbildung zwischen und innerhalb der drei Ausbildungskategorien betrachtet. Die Bildungsrendite von Personen mit dem Abschluss Abitur relativ zu Personen mit dem Abschluss weniger als Abitur ist in den USA um 1,7 % und in Ostdeutschland um 11,2 % gesunken und in Westdeutschland um 12,2 % gestiegen. Innerhalb der Gruppe von Personen mit dem Abschluss Abitur ist es zu einer Reduzierung der Lohnungleichheit in den USA um 3,5 % und in Westdeutschland um 9,7 % gekommen sowie zu einer Steigerung um 3,6 % in Ostdeutschland. Die beiden Komponenten bewirken in den USA eine Reduzierung der Lohnungleichheit. In West- und Ostdeutschland wirken beide in die entgegengesetzte Richtung.

Zwischen Personen mit dem Abschluss mehr als Abitur und der Referenzgruppe weniger als Abitur kommt es zu einer Erhöhung der Bildungsrendite sowohl in West- um 10 % als auch in Ostdeutschland um 7 % und zu einer Senkung in den USA um 5 %. Innerhalb der Gruppe mit dem Abschluss mehr als Abitur kommt es zu einer Verringerung der Lohnungleichheit in Westdeutschland in Höhe von 17 % und zu einer Steigerung in den USA um 5 % sowie in Ostdeutschland um 12 %. Eine Wirkung beider Komponenten in Richtung einer erhöhten Lohnungleichheit gibt es nur in Ostdeutschland. In den USA und Westdeutschland ist die Wirkung gegensätzlich. Trotz der enormen Erhöhung der Anzahl der Personen mit einem Abschluss mehr als Abitur⁴⁰ steigt die Bildungsrendite in West- und Ostdeutschland und sinkt nur in einem geringen Maße in den USA. Bei einer weiteren Erhöhung der Investitionen in Humankapital in Form von formaler Ausbildung wird es zum einen durch den Effekt zwischen den Gruppen und innerhalb der Gruppen zu einer Wirkung auf die Lohnungleichheit kommen. Die Komponente innerhalb und zwischen geht in den USA für den Abschluss Abitur und in Ostdeutschland für den Abschluss mehr als Abitur in die gleiche Richtung und es kommt in den USA dadurch zu einer eindeutigen Reduzierung der Lohnungleichheit und in Ostdeutschland zu einer Erhöhung.⁴¹ Alle anderen Effekte sind gegensätzlich, da die Komponente zwischen und innerhalb entgegengesetzt wirken.

Bei einer Erhöhung des beruflichen Humankapitals in Form von potenzieller Berufserfahrung um ein Jahr kommt es in den USA zwischen den Gruppen zu einer Senkung und innerhalb zu einer Erhöhung der Lohnungleichheit und somit wirken beide Komponenten in unterschiedliche Richtungen. In West- und Ostdeutschland ergibt sich in beiden Komponenten eine Steigerung der Lohnungleichheit und somit auch insgesamt.

Der Unterschied der Lohnungleichheit zwischen Männern und Frauen verringert sich in beiden Komponenten in den USA. In West- und Ostdeutschland verringert sich der Lohnunterschied zwischen Männern und Frauen, aber die Lohnungleichheit steigt innerhalb der Gruppe der Frauen an.

Zwischen verheirateten Personen und Ledigen steigt in den USA sowie in Westdeutschland das Lohndifferential und sinkt in Ostdeutschland. Innerhalb der Gruppe der verheirateten gibt es in den USA eine reduzierende Wirkung auf die Lohnungleichheit und in West- sowie Ostdeutschland eine erhöhende. In Westdeutschland wirken die beiden Komponenten demzufolge in die gleiche Richtung und in den USA und Ostdeutschland in entgegengesetzte.

⁴⁰Siehe Tabelle 1 bis 3.

⁴¹Dabei ist zu beachten, dass es zwar zu einer höheren Lohnungleichheit kommt, aber Personen mit höheren Bildungsabschlüssen zum einen ein geringeres Arbeitslosigkeitsrisiko und zum anderen einen höheren Durchschnittslohn haben.

4 Fazit

Die Betrachtung der Dezilsvergleiche und der Ginikoeffizienten lässt deutliche Unterschiede in der Entwicklung der Lohnungleichheit in den USA, West- und Ostdeutschland erkennen. In den USA nimmt die Lohnungleichheit über den betrachteten Zeitraum von 1980 bis 2003 und in Ostdeutschland von 1992 bis 2006 kontinuierlich zu. In Ostdeutschland steigt die Lohnungleichheit in der oberen Hälfte der Verteilung der realen Stundenlöhne stetig an. In der unteren Hälfte kommt es bis zum Jahr 2003 zu einer Erhöhung und seitdem zu einer Senkung. In den USA wächst die Lohnungleichheit vor Mitte der 1990er Jahre stärker in der unteren Hälfte der Verteilung der realen Stundenlöhne und danach stärker in der oberen. Im Vergleich zu den USA und Ostdeutschland⁴² ist die Lohnverteilung bis Ende der 1990er Jahre relativ stabil. Seitdem kommt es zu einer Erhöhung in der unteren sowie in der oberen Hälfte der Verteilung.⁴³

Die Veränderungen der Lohnungleichheit durch Investitionen in formale Ausbildung ist in den USA, West- und Ostdeutschland von Anfang der 1990er bis Anfang der 2000er sehr unterschiedlich. Für die USA sinkt der Unterschied in der Entlohnung zwischen Personen mit dem Abschluss Abitur im Vergleich zu solchen mit dem Abschluss weniger als Abitur und innerhalb der Gruppe der Abiturienten kommt es zu einer Kompression der Lohnverteilung. In Westdeutschland erhöht sich der Unterschied zwischen diesen beiden Personengruppen und in Ostdeutschland verringert sich dieser. Die Spreizung unter den Abiturienten erhöht sich aber in Ostdeutschland und sinkt in Westdeutschland. Bei einer Erhöhung des Anteils an Abiturienten kommt es in den USA zu einer Reduzierung der Lohnungleichheit. In West- und Ostdeutschland ist der Gesamteffekt unbestimmt. Die USA weist eine Senkung der Bildungsrendite von Personen mit dem Abschluss mehr als Abitur auf. Die Lohnspreizung innerhalb dieser Gruppe steigt jedoch. In West- und Ostdeutschland steigert sich die Bildungsrendite für die Gruppe mit mehr als Abitur. Innerhalb dieser Gruppe kommt es zu einer geringeren Lohnspreizung in Westdeutschland und einer Erhöhung in Ostdeutschland. Nur für Ostdeutschland wirken beide Komponenten in Richtung einer Erhöhung der Lohnungleichheit bei einer Erhöhung des Anteils von Personen mit dem Abschluss mehr als Abitur. In den USA und Westdeutschland bleibt der Gesamteffekt unbestimmt.

⁴²In Ostdeutschland ist die Entwicklung der Lohnungleichheit als Anpassungsprozess nach der Wiedervereinigung an die Lohnungleichheit in Westdeutschland zu verstehen. Vor der Wiedervereinigung war die Lohnstruktur in Folge des sozialistischen Systems durch eine hohe Kompression gekennzeichnet.

⁴³Die Spreizung in der oberen Hälfte der Verteilung beginnt bereits Mitte der 1990er. Die Spreizung der gesamten Verteilung erhöht sich jedoch erst merklich seit Ende der 1990er Jahre.

In allen drei Ländern sind im Jahr 2003 die gestiegenen Investitionen in allgemeines Humankapital mit höheren Renditen verbunden. Je höher der Bildungsabschluss ist, desto höher ist auch die Bildungsrendite in allen drei Ländern. Für den Einzelnen lohnt sich damit der Erwerb eines höheren Bildungsabschlusses. Die oftmalige Forderung der Politik, den Anteil der Bevölkerung mit den höchsten Bildungsabschlüssen zu steigern, hat unterschiedliche Auswirkungen auf die Lohnungleichheit in den drei Ländern. In den USA würde die Lohnungleichheit sowohl durch die erhöhte Streuung innerhalb dieser Gruppe steigen als auch durch den Unterschied zwischen den Bildungsgruppen. In West- und Ostdeutschland wirkt demgegenüber die reduzierte Streuung innerhalb der höchsten Bildungsgruppe dämpfend auf die Lohnungleichheit.

Anhang

A Paneldatensatzbeschreibung

Die in dieser Arbeit verwendeten Datensätze sind das SOEP für Deutschland und die PSID für die USA. Um die Mikrodaten miteinander vergleichen zu können, wurden die CNEF-Versionen verwendet. Der PSID Mikrodatensatz liegt für die Jahre 1980 bis 2003 vor. Er wurde von 1980 bis 1997 im Jahresrhythmus und seit 1997 in Zweijahresabständen erhoben. Der SOEP Mikrodatensatz liegt für die Jahre 1984 bis 2006 vor. Die Daten des SOEP werden einmal jährlich erhoben.

PSID

Für eine ausführliche Beschreibung der Fragebögen und der Erhebung der Panel Study of Income Dynamics siehe <http://psidonline.isr.umich.edu>. Für die Arbeit wurden die folgenden Variablen der CNEF-Version verwendet: Identifikationsnummer X11101LL, Alter D1110101, Arbeitseinkommen I1111001, Arbeitsstunden E1110101, Geschlecht D11102LL, Region L1110101, Industriezweig (1-digit) E1110601, Ausbildungsjahre D1110901, Familienstand D1110401, Beschäftigungsstatus (beschäftigt/nicht beschäftigt) E1110201, Beschäftigungsstatus (vollzeit, teilzeit, nicht beschäftigt) E1110301, Beschäftigungsbranche E1110501 und Schulabschluss D1110801. Da es bei den Befragungen auch zu einer Nichtbeantwortung oder offensichtlichen Falschangaben kommen kann, muss eine dementsprechende Bereinigung stattfinden. Dadurch wird der Umfang der Stichprobe deutlich kleiner. Um die Auswahl einer homogenen Gruppe zu gewährleisten, wurden aus der Stichprobe nur diejenigen Personen ausgewählt, die im Alter von 18 bis 65 Jahren liegen und vollzeitbeschäftigte Arbeitnehmer mit einem Stundenlohn von mehr als einem Dollar sind. Vollzeitbeschäftigt ist, wer sich mindestens 1820 Stunden im Jahr in einem abhängigen Beschäftigungsverhältnis befindet.

SOEP

Eine umfangreiche Dokumentation des SOEP bietet [SOEP-Group 2001](#) oder die Internetseite www.diw-berlin.de. Die Unterscheidung zwischen Ost- und Westdeutschland wird anhand der Angabe über die Region vorgenommen. Für Westdeutschland sind Daten für den gesamten Zeitraum von 1984 bis 2006 und für Ostdeutschland von 1992 bis 2006 vorhanden. Es wurden die folgenden Variablen des Datensatzes verwendet: Identifikationsnummer persnr, Alter D1110104, Arbeitseinkommen I1111004, Arbeitsstunden E1110104, Geschlecht D11102LL, Region L1110104, Industriezweig (1-digit) E1110604, Ausbildungsjahre D1110904, Familienstand D1110404, Beschäftigungsstatus (beschäftigt/nicht beschäftigt) E1110204,

Beschäftigungsstatus (vollzeit, teilzeit, nicht beschäftigt) E1110304, Beschäftigungsbranche E1110504 und Schulabschluss D1110804. Die Bereinigung der Daten für West- und Ostdeutschland und die Auswahl der homogenen Gruppe wurden analog zu dem Vorgehen bei den USA vorgenommen.

B Ungleichheitsmaße

Da es beim Ginikoeffizienten in Tabelle 1, 2 und 3 bei einem möglichen Schneiden der Lorenzkurven zu falschen Ergebnissen kommen kann, sind in den Tabellen B1 bis B3 für die USA, West- und Ostdeutschland verschiedene weitere Ungleichheitsmaße dargestellt. Die Ungleichheitsmaße nach Atkinson, Kolm, Ricci-Schutz sowie der Variationskoeffizient und die Entropie zeigen eine gleiche zeitliche Entwicklung der Lohnungleichheit wie der Ginikoeffizient auf.⁴⁴

Tabelle B1: Entwicklung von ausgewählten Ungleichheitsmaßen für die USA

year	Gini	Atkinson	Kolm	var.koeff	Entropy	RS
1980	0.30	0.07	8.43	0.60	0.15	0.21
1981	0.31	0.08	8.27	0.76	0.16	0.22
1982	0.31	0.08	8.98	0.65	0.16	0.22
1983	0.32	0.09	9.48	0.72	0.18	0.23
1984	0.32	0.08	9.66	0.74	0.17	0.23
1985	0.34	0.10	10.17	1.02	0.20	0.24
1986	0.33	0.09	10.31	0.77	0.19	0.24
1987	0.33	0.09	10.40	0.84	0.19	0.24
1988	0.34	0.10	10.39	1.01	0.20	0.24
1989	0.34	0.10	10.16	0.94	0.20	0.24
1990	0.33	0.09	9.99	0.77	0.19	0.24
1991	0.34	0.09	10.39	0.77	0.19	0.24
1992	0.34	0.10	10.50	0.83	0.20	0.24
1993	0.35	0.10	11.55	0.82	0.21	0.24
1994	0.36	0.12	12.08	0.99	0.24	0.25
1995	0.36	0.11	11.79	0.96	0.23	0.25
1996	0.37	0.12	11.97	1.07	0.25	0.26
1997	0.37	0.12	12.84	0.91	0.24	0.26
1999	0.37	0.12	12.35	0.91	0.24	0.26
2001	0.38	0.13	12.83	1.12	0.26	0.27
2003	0.39	0.14	12.61	1.51	0.28	0.27

⁴⁴Siehe für eine ausführliche Beschreibung der Ungleichheitsmaße sowie die Beziehung zwischen den Ungleichheitsmaßen Cowell 1996, Cowell 2000 und Cowell 2006.

Tabelle B2: Entwicklung von ausgewählten Ungleichheitsmaßen für Westdeutschland

year	Gini	Atkinson	Kolm	var.koeff	Entropy	RS
1984	0.26	0.06	6.38	0.66	0.13	0.18
1985	0.27	0.07	6.61	0.77	0.14	0.18
1986	0.26	0.06	6.73	0.59	0.13	0.18
1987	0.26	0.06	7.00	0.55	0.13	0.18
1988	0.26	0.06	7.36	0.55	0.13	0.18
1989	0.27	0.07	7.47	0.61	0.14	0.18
1990	0.27	0.07	7.72	0.71	0.14	0.18
1991	0.26	0.06	7.72	0.56	0.12	0.17
1992	0.25	0.06	7.70	0.52	0.12	0.17
1993	0.26	0.06	7.85	0.53	0.12	0.18
1994	0.25	0.06	7.80	0.53	0.12	0.17
1995	0.26	0.06	7.96	0.53	0.12	0.17
1996	0.26	0.06	8.43	0.59	0.13	0.18
1997	0.26	0.06	8.33	0.53	0.13	0.18
1998	0.26	0.06	8.47	0.50	0.12	0.18
1999	0.27	0.06	8.62	0.53	0.13	0.18
2000	0.28	0.07	9.25	0.55	0.14	0.19
2001	0.28	0.07	9.27	0.57	0.14	0.19
2002	0.32	0.09	11.73	0.80	0.19	0.22
2003	0.32	0.09	11.83	0.78	0.18	0.22
2004	0.31	0.08	11.53	0.69	0.17	0.22
2005	0.31	0.08	11.18	0.64	0.17	0.21
2006	0.32	0.09	11.06	0.73	0.18	0.22

Tabelle B3: Entwicklung von ausgewählten Ungleichheitsmaßen für Ostdeutschland

year	Gini	Atkinson	Kolm	var.koeff	Entropy	RS
1992	0.22	0.04	2.25	0.42	0.09	0.15
1993	0.24	0.05	3.14	0.46	0.10	0.16
1994	0.24	0.05	3.99	0.46	0.10	0.17
1995	0.25	0.05	4.33	0.48	0.11	0.17
1996	0.25	0.06	4.67	0.47	0.11	0.17
1997	0.27	0.07	4.87	0.59	0.14	0.19
1998	0.27	0.07	4.91	0.63	0.13	0.19
1999	0.27	0.07	5.12	0.66	0.14	0.19
2000	0.28	0.07	5.30	0.62	0.14	0.20
2001	0.28	0.07	5.32	0.52	0.14	0.20
2002	0.32	0.10	6.72	0.97	0.20	0.23
2003	0.31	0.08	6.79	0.65	0.17	0.22
2004	0.31	0.08	6.83	0.62	0.17	0.22
2005	0.31	0.08	6.56	0.65	0.17	0.22
2006	0.31	0.08	6.38	0.66	0.17	0.22

C Schätzergebnisse der Quantilsregression

In den Tabellen C1, C2 und C3 sind die Ergebnisse der Quantilsregressionsschätzung für das erste, fünfte und neunte Dezil der Variablen der Einkommensgleichung 5 angegeben.

Tabelle C1: Quantilsregressionsergebnisse USA (mit Querschnittsgewichten)

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	q
(Intercept)	1.448 ***	1.305 ***	1.402 ***	1.341 ***	1.234 ***	1.148 ***	1.232 ***	1.149 ***	1.185 ***	1.276 ***	1.221 ***	0.1
dh	0.309 ***	0.367 ***	0.268 ***	0.316 ***	0.371 ***	0.416 ***	0.394 ***	0.434 ***	0.319 ***	0.263 ***	0.335 ***	0.1
dnh	0.593 ***	0.629 ***	0.563 ***	0.57 ***	0.611 ***	0.681 ***	0.635 ***	0.697 ***	0.622 ***	0.515 ***	0.604 ***	0.1
exp	0.034 ***	0.036 ***	0.038 ***	0.035 ***	0.051 ***	0.046 ***	0.038 ***	0.038 ***	0.038 ***	0.037 ***	0.03 ***	0.1
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.1
dg	-0.36 ***	-0.391 ***	-0.33 ***	-0.341 ***	-0.331 ***	-0.331 ***	-0.309 ***	-0.265 ***	-0.201 ***	-0.201 ***	-0.231 ***	0.1
dv	0.059 -	0.141 ***	0.078 -	0.068 -	0.025 -	0.045 -	0.066 -	0.054 -	0.15 ***	0.062 -	0.129 ***	0.1
(Intercept)	2.04 ***	2.036 ***	2.035 ***	1.927 ***	2.046 ***	1.922 ***	1.941 ***	1.895 ***	1.917 ***	1.832 ***	1.814 ***	0.5
dh	0.284 ***	0.27 ***	0.273 ***	0.311 ***	0.226 ***	0.316 ***	0.27 ***	0.299 ***	0.276 ***	0.345 ***	0.32 ***	0.5
dnh	0.527 ***	0.549 ***	0.538 ***	0.611 ***	0.506 ***	0.631 ***	0.592 ***	0.643 ***	0.612 ***	0.683 ***	0.694 ***	0.5
exp	0.032 ***	0.029 ***	0.034 ***	0.039 ***	0.041 ***	0.042 ***	0.044 ***	0.042 ***	0.042 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.5
exp2	0 ***	0 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.5
dg	-0.429 ***	-0.403 ***	-0.411 ***	-0.38 ***	-0.385 ***	-0.421 ***	-0.383 ***	-0.353 ***	-0.338 ***	-0.319 ***	-0.308 ***	0.5
dv	0.098 ***	0.101 ***	0.088 ***	0.1 ***	0.056 ***	0.05 ***	0.069 ***	0.064 ***	0.056 ***	0.083 ***	0.092 ***	0.5
(Intercept)	2.555 ***	2.468 ***	2.583 ***	2.52 ***	2.608 ***	2.537 ***	2.515 ***	2.449 ***	2.371 ***	2.374 ***	2.363 ***	0.9
dh	0.197 ***	0.202 ***	0.179 ***	0.222 ***	0.169 ***	0.192 ***	0.2 ***	0.268 ***	0.309 ***	0.269 ***	0.256 ***	0.9
dnh	0.453 ***	0.516 ***	0.503 ***	0.539 ***	0.504 ***	0.575 ***	0.56 ***	0.672 ***	0.68 ***	0.675 ***	0.707 ***	0.9
exp	0.039 ***	0.04 ***	0.033 ***	0.036 ***	0.04 ***	0.045 ***	0.047 ***	0.043 ***	0.043 ***	0.046 ***	0.041 ***	0.9
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	0 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.9
dg	-0.451 ***	-0.386 ***	-0.413 ***	-0.34 ***	-0.411 ***	-0.432 ***	-0.438 ***	-0.382 ***	-0.408 ***	-0.35 ***	-0.321 ***	0.9
dv	0.076 ***	0.082 ***	0.105 ***	0.062 ***	0.049 -	0.007 -	0.041 -	0.028 -	0.106 ***	0.081 ***	0.111 ***	0.9
(Intercept)	1.147 ***	1.302 ***	1.08 ***	0.818 ***	1.176 ***	1.011 ***	0.986 ***	1.15 ***	1.44 ***	0.955 ***	2003	q
dh	0.329 ***	0.288 ***	0.3 ***	0.443 ***	0.224 ***	0.197 ***	0.241 ***	0.254 ***	0.279 ***	0.304 ***	0.304 ***	0.1
dnh	0.662 ***	0.654 ***	0.57 ***	0.758 ***	0.541 ***	0.566 ***	0.497 ***	0.6 ***	0.521 ***	0.459 ***	0.459 ***	0.1
exp	0.034 ***	0.021 ***	0.049 ***	0.048 ***	0.038 ***	0.039 ***	0.043 ***	0.023 ***	0.03 ***	0.057 ***	0.057 ***	0.1
exp2	-0.001 ***	-0.266 ***	-0.269 ***	-0.258 ***	-0.329 ***	-0.308 ***	-0.317 ***	-0.2 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.1
dg	-0.256 ***	-0.266 ***	-0.269 ***	-0.258 ***	-0.329 ***	-0.308 ***	-0.317 ***	-0.2 ***	-0.294 ***	-0.146 ***	-0.146 ***	0.1
dv	0.12 ***	0.133 ***	0.137 ***	0.199 ***	0.224 ***	0.32 ***	0.43 ***	0.357 ***	0.113 ***	0.195 ***	0.195 ***	0.1
(Intercept)	1.813 ***	1.804 ***	1.761 ***	1.763 ***	1.737 ***	1.803 ***	1.56 ***	1.75 ***	1.898 ***	1.929 ***	1.929 ***	0.5
dh	0.269 ***	0.287 ***	0.293 ***	0.316 ***	0.284 ***	0.251 ***	0.332 ***	0.313 ***	0.278 ***	0.254 ***	0.254 ***	0.5
dnh	0.68 ***	0.7 ***	0.68 ***	0.686 ***	0.675 ***	0.613 ***	0.726 ***	0.702 ***	0.629 ***	0.576 ***	0.576 ***	0.5
exp	0.039 ***	0.041 ***	0.048 ***	0.045 ***	0.045 ***	0.043 ***	0.051 ***	0.041 ***	0.042 ***	0.035 ***	0.035 ***	0.5
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.5
dg	-0.318 ***	-0.303 ***	-0.277 ***	-0.287 ***	-0.253 ***	-0.3 ***	-0.349 ***	-0.271 ***	-0.267 ***	-0.247 ***	-0.247 ***	0.5
dv	0.104 ***	0.099 ***	0.127 ***	0.094 ***	0.114 ***	0.134 ***	0.175 ***	0.184 ***	0.143 ***	0.156 ***	0.156 ***	0.5
(Intercept)	2.34 ***	2.255 ***	2.321 ***	2.369 ***	2.458 ***	2.437 ***	2.118 ***	2.457 ***	2.4 ***	2.421 ***	2.421 ***	0.9
dh	0.291 ***	0.238 ***	0.248 ***	0.342 ***	0.177 ***	0.152 ***	0.243 ***	0.165 ***	0.162 ***	0.202 ***	0.202 ***	0.9
dnh	0.773 ***	0.728 ***	0.723 ***	0.852 ***	0.653 ***	0.644 ***	0.738 ***	0.717 ***	0.672 ***	0.655 ***	0.655 ***	0.9
exp	0.04 ***	0.051 ***	0.044 ***	0.035 ***	0.04 ***	0.045 ***	0.055 ***	0.037 ***	0.063 ***	0.056 ***	0.056 ***	0.9
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.9
dg	-0.33 ***	-0.341 ***	-0.294 ***	-0.271 ***	-0.303 ***	-0.311 ***	-0.299 ***	-0.301 ***	-0.348 ***	-0.27 ***	-0.27 ***	0.9
dv	0.101 ***	0.137 ***	0.117 ***	0.081 ***	0.122 ***	0.124 ***	0.299 ***	0.229 ***	0.148 ***	0.127 ***	0.127 ***	0.9

***: p-Wert ≤ 0.01; **: p-Wert ≤ 0.05; *: p-Wert ≤ 0.1; -p-Wert > 0.1

Tabelle C2: Quantilsregressionsergebnisse Westdeutschland (mit Querschnittsgewichten)

	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	q
(Intercept)	0.624 ***	0.391 ***	0.475 ***	0.532 ***	0.553 ***	0.473 ***	0.665 ***	0.6	0.741 ***	0.652 ***	0.762 ***	0.66	0.1
dh	0.456 ***	0.238 ***	0.285 ***	0.253 ***	0.314 ***	0.475 ***	0.525 ***	0.482 ***	0.289 ***	0.257 ***	0.097 *	0.265 ***	0.1
dnh	0.822 ***	0.61 ***	0.647 ***	0.661 ***	0.713 ***	0.849 ***	0.81 ***	0.772 ***	0.602 ***	0.461 ***	0.347 ***	0.436 ***	0.1
exp	0.072 ***	0.108 ***	0.095 ***	0.108 ***	0.109 ***	0.095 ***	0.084 ***	0.084 ***	0.091 ***	0.1 ***	0.101 ***	0.092 ***	0.1
exp2	-0.001 ***	-0.002 ***	-0.002 ***	-0.002 ***	-0.002 ***	-0.002 ***	-0.002 ***	-0.002 ***	-0.002 ***	-0.002 ***	-0.002 ***	-0.002 ***	0.1
dg	-0.406 ***	-0.342 ***	-0.245 ***	-0.369 ***	-0.237 ***	-0.237 ***	-0.27 ***	-0.155 ***	-0.201 ***	-0.214 ***	-0.177 ***	-0.318 ***	0.1
dv	0.131 ***	0.15 ***	0.171 ***	0.095 *	0.039 *	0.073 *	0.051 *	0.173 ***	0.101 *	0.131 ***	0.109 ***	0.112 ***	0.1
(Intercept)	1.602 ***	1.495 ***	1.578 ***	1.593 ***	1.634 ***	1.653 ***	1.692 ***	1.749 ***	1.886 ***	1.862 ***	1.893 ***	1.826 ***	0.5
dh	0.217 ***	0.252 ***	0.227 ***	0.257 ***	0.244 ***	0.222 ***	0.277 ***	0.241 ***	0.169 ***	0.183 ***	0.163 ***	0.201 ***	0.5
dnh	0.547 ***	0.567 ***	0.546 ***	0.59 ***	0.556 ***	0.522 ***	0.589 ***	0.524 ***	0.483 ***	0.516 ***	0.5 ***	0.483 ***	0.5
exp	0.049 ***	0.055 ***	0.054 ***	0.053 ***	0.057 ***	0.052 ***	0.049 ***	0.047 ***	0.043 ***	0.048 ***	0.045 ***	0.046 ***	0.5
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.5
dg	-0.173 ***	-0.137 ***	-0.142 ***	-0.161 ***	-0.183 ***	-0.167 ***	-0.175 ***	-0.133 ***	-0.176 ***	-0.196 ***	-0.146 ***	-0.149 ***	0.5
dv	0.087 ***	0.086 ***	0.076 ***	0.07 ***	0.025 *	0.068 ***	0.05 ***	0.086 ***	0.077 ***	0.061 ***	0.028 *	0.052 ***	0.5
(Intercept)	2.077 ***	1.963 ***	2.035 ***	2.071 ***	2.133 ***	2.117 ***	2.226 ***	2.242 ***	2.367 ***	2.339 ***	2.396 ***	2.304 ***	0.9
dh	0.263 ***	0.285 ***	0.245 ***	0.252 ***	0.274 ***	0.246 ***	0.263 ***	0.266 ***	0.199 ***	0.215 ***	0.217 ***	0.19 ***	0.9
dnh	0.641 ***	0.601 ***	0.598 ***	0.588 ***	0.654 ***	0.694 ***	0.619 ***	0.576 ***	0.604 ***	0.606 ***	0.554 ***	0.484 ***	0.9
exp	0.039 ***	0.047 ***	0.047 ***	0.047 ***	0.041 ***	0.046 ***	0.043 ***	0.043 ***	0.037 ***	0.038 ***	0.033 ***	0.04 ***	0.9
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.9
dg	-0.154 ***	-0.165 ***	-0.141 ***	-0.161 ***	-0.157 ***	-0.142 ***	-0.207 ***	-0.194 ***	-0.217 ***	-0.161 ***	-0.188 ***	-0.157 ***	0.9
dv	0.056 ***	0.072 ***	0.06 ***	0.059 **	0.059 **	0.012 *	-0.005 *	-0.015 *	-0.022 *	-0.009 *	0.025 *	0.046 *	0.9
(Intercept)	0.677 ***	0.611 ***	0.684 ***	0.661 ***	0.646 ***	0.692 ***	0.546 ***	0.594 ***	0.798 ***	0.647 ***	0.483 ***	0.826 ***	q
dh	0.277 ***	0.24 ***	0.332 ***	0.365 ***	0.298 ***	0.374 ***	0.398 ***	0.451 ***	0.337 ***	0.648 ***	0.635 ***	0.635 ***	0.1
dnh	0.503 ***	0.437 ***	0.692 ***	0.704 ***	0.598 ***	0.638 ***	0.668 ***	0.79 ***	0.65 ***	0.95 ***	1.04 ***	1.04 ***	0.1
exp	0.089 ***	0.094 ***	0.083 ***	0.076 ***	0.082 ***	0.072 ***	0.078 ***	0.073 ***	0.062 ***	0.052 ***	0.066 ***	0.066 ***	0.1
exp2	-0.002 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.1
dg	-0.144 **	-0.264 ***	-0.229 ***	-0.145 ***	-0.218 ***	-0.184 ***	-0.187 ***	-0.217 ***	-0.231 ***	-0.259 ***	-0.182 ***	-0.182 ***	0.1
dv	0.129 **	0.021 *	0.096 *	0.113 ***	0.155 ***	0.123 **	0.18 ***	0.162 ***	0.093 **	0.185 ***	0.1 ***	0.1 ***	0.1
(Intercept)	1.804 ***	1.806 ***	1.822 ***	1.782 ***	1.665 ***	1.605 ***	1.535 ***	1.673 ***	1.617 ***	1.422 ***	1.46 ***	1.46 ***	0.5
dh	0.239 ***	0.202 ***	0.207 ***	0.223 ***	0.293 ***	0.301 ***	0.353 ***	0.297 ***	0.343 ***	0.425 ***	0.373 ***	0.373 ***	0.5
dnh	0.516 ***	0.512 ***	0.512 ***	0.552 ***	0.616 ***	0.613 ***	0.621 ***	0.594 ***	0.637 ***	0.773 ***	0.746 ***	0.746 ***	0.5
exp	0.046 ***	0.048 ***	0.042 ***	0.046 ***	0.05 ***	0.053 ***	0.058 ***	0.052 ***	0.051 ***	0.062 ***	0.056 ***	0.056 ***	0.5
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.5
dg	-0.173 ***	-0.186 ***	-0.147 ***	-0.147 ***	-0.181 ***	-0.147 ***	-0.16 ***	-0.175 ***	-0.162 ***	-0.19 ***	-0.169 ***	-0.169 ***	0.5
dv	0.065 ***	0.072 ***	0.106 ***	0.063 ***	0.053 ***	0.08 ***	0.066 ***	0.07 ***	0.043 *	0.045 *	0.079 ***	0.079 ***	0.5
(Intercept)	2.254 ***	2.275 ***	2.246 ***	2.303 ***	2.178 ***	2.149 ***	2.226 ***	2.352 ***	2.415 ***	2.116 ***	2.222 ***	2.222 ***	0.9
dh	0.197 ***	0.162 ***	0.233 ***	0.209 ***	0.264 ***	0.307 ***	0.361 ***	0.242 ***	0.277 ***	0.291 ***	0.255 ***	0.255 ***	0.9
dnh	0.524 ***	0.529 ***	0.513 ***	0.571 ***	0.606 ***	0.688 ***	0.693 ***	0.597 ***	0.643 ***	0.699 ***	0.698 ***	0.698 ***	0.9
exp	0.05 ***	0.046 ***	0.046 ***	0.04 ***	0.046 ***	0.044 ***	0.036 ***	0.032 ***	0.028 ***	0.05 ***	0.042 ***	0.042 ***	0.9
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0 ***	0 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.9
dg	-0.167 ***	-0.13 ***	-0.125 ***	-0.145 ***	-0.165 ***	-0.173 ***	-0.195 ***	-0.15 ***	-0.21 ***	-0.129 ***	-0.156 ***	-0.156 ***	0.9
dv	0.029 *	0.029 *	0.04 *	0.043 *	0.064 **	0.07 ***	0.059 **	0.113 ***	0.054 **	0.051 *	0.056 **	0.056 **	0.9

***: p-Wert ≤ 0.01; **: p-Wert ≤ 0.05; *: p-Wert ≤ 0.1; -: p-Wert > 0.1

Tabelle C3: Quantilsregressionsergebnisse Ostdeutschland (mit Querschnittsgewichten)

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	q
(Intercept)	0.083 -	0.372 ***	0.154 **	0.358 ***	0.182 -	0.113 -	0.11 -	0.055 -	0.293 **	0.1
dh	0.773 ***	0.607 ***	0.677 ***	0.441 ***	0.592 ***	0.677 ***	0.47 ***	0.641 ***	0.509 ***	0.1
dmh	0.878 ***	0.798 ***	0.995 ***	0.742 ***	0.848 ***	1.067 ***	0.858 ***	1.053 ***	0.764 ***	0.1
exp	0.049 ***	0.036 ***	0.072 ***	0.055 ***	0.072 ***	0.062 ***	0.084 ***	0.079 ***	0.06 ***	0.1
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.1
dg	-0.185 ***	-0.089 **	-0.14 ***	-0.059 -	-0.028 -	-0.165 ***	-0.042 -	-0.181 ***	-0.179 ***	0.1
dv	0.037 -	0.139 ***	0.018 -	0.172 ***	-0.042 -	0.028 -	-0.118 *	-0.021 -	0.079 -	0.1
(Intercept)	0.997 ***	1.079 ***	0.792 ***	1.057 ***	1.192 ***	0.976 ***	1.093 ***	1.186 ***	1.231 ***	0.5
dh	0.565 ***	0.587 ***	0.998 ***	0.698 ***	0.478 ***	0.748 ***	0.498 ***	0.461 ***	0.356 ***	0.5
dmh	0.729 ***	0.696 ***	1.164 ***	0.843 ***	0.71 ***	1.017 ***	0.725 ***	0.678 ***	0.696 ***	0.5
exp	0.026 ***	0.027 ***	0.029 ***	0.039 ***	0.043 ***	0.032 ***	0.045 ***	0.045 ***	0.049 ***	0.5
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.5
dg	-0.083 ***	-0.021 -	-0.03 -	-0.024 -	-0.014 -	-0.002 -	0.025 -	0.047 -	-0.061 **	0.5
dv	0.051 *	0.08 **	0.072 **	0.043 -	0.1 **	0.137 ***	0.077 *	0.031 -	-0.033 -	0.5
(Intercept)	1.715 ***	1.825 ***	2.083 ***	2.345 ***	1.908 ***	1.925 ***	2.043 ***	1.918 ***	2.002 ***	0.9
dh	0.368 ***	0.346 ***	0.143 -	-0.044 -	0.352 ***	0.347 ***	0.196 **	0.288 *	0.224 ***	0.9
dmh	0.376 ***	0.385 ***	0.26 -	-0.127 -	0.456 ***	0.413 ***	0.291 ***	0.494 ***	0.55 ***	0.9
exp	0.025 ***	0.032 ***	0.032 ***	0.029 ***	0.032 ***	0.034 ***	0.042 ***	0.041 ***	0.037 ***	0.9
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.9
dg	-0.149 ***	-0.054 -	-0.094 ***	-0.096 ***	-0.032 -	-0.044 -	-0.079 *	-0.015 -	-0.073 **	0.9
dv	0.032 -	0.004 -	0.084 ***	0.141 ***	0.14 ***	0.153 ***	0.112 **	0.145 **	0.03 -	0.9
(Intercept)	0.192 -	0.114 -	0.116 -	-0.015 -	-0.043 -	2006	q			
dh	0.544 ***	0.976 ***	0.445 ***	0.498 ***	0.639 ***	0.54 ***	0.1			
dmh	0.904 ***	1.365 ***	0.771 ***	0.894 ***	0.948 ***	0.961 ***	0.1			
exp	0.072 ***	0.042 ***	0.069 ***	0.082 ***	0.075 ***	0.07 ***	0.1			
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.1			
dg	-0.153 ***	-0.231 ***	-0.066 -	-0.068 -	-0.034 -	-0.017 -	0.1			
dv	0.116 -	-0.043 -	0.2 **	-0.039 -	0.107 -	0.022 -	0.1			
(Intercept)	1.125 ***	0.807 ***	1.055 ***	0.968 ***	0.847 ***	0.955 ***	0.5			
dh	0.406 ***	1.005 ***	0.795 ***	0.715 ***	0.703 ***	0.568 ***	0.5			
dmh	0.779 ***	1.36 ***	1.161 ***	1.147 ***	1.098 ***	1.03 ***	0.5			
exp	0.054 ***	0.033 ***	0.027 ***	0.042 ***	0.047 ***	0.046 ***	0.5			
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	0 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.5			
dg	-0.058 *	-0.062 *	-0.043 -	-0.093 **	-0.103 **	-0.061 -	0.5			
dv	0.005 -	0.026 -	0.087 **	0.026 -	0.152 ***	0.108 **	0.5			
(Intercept)	1.876 ***	2.066 ***	1.902 ***	1.733 ***	1.858 ***	1.801 ***	0.9			
dh	0.302 ***	0.229 -	0.248 -	0.433 -	0.177 ***	0.255 ***	0.9			
dmh	0.63 ***	0.485 -	0.56 **	0.755 ***	0.496 ***	0.614 ***	0.9			
exp	0.041 ***	0.041 ***	0.056 ***	0.055 ***	0.064 ***	0.065 ***	0.9			
exp2	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.001 ***	0.9			
dg	-0.057 *	-0.111 ***	-0.09 **	-0.18 ***	-0.099 **	-0.174 ***	0.9			
dv	0.076 *	0.045 -	0.055 -	0.116 **	0.097 -	0.002 -	0.9			

***: p-Wert ≤ 0.01; **: p-Wert ≤ 0.05; *: p-Wert ≤ 0.1; -p-Wert > 0.1

Literatur

- [Acemoglu 2000] ACEMOGLU, Daron: Technical Change, Inequality, and the Labor Market / NBER. URL <http://www.nber.org/papers/w7800>. – Zugriffsdatum: 28.04.2006, July 2000 (7800). – Working Paper
- [Ammermüller und Weber 2003] AMMERMÜLLER, Andreas ; WEBER, Andrea M.: *Education and Wage Inequality in Germany - A Review of the Empirical Literature*. ZEW Discussion Paper No. 03-29. 2003. – URL <ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0329.pdf>. – Zugriffsdatum: 28.04.2006
- [Bach und Steiner 2007] BACH, Stefan ; STEINER, Viktor: Zunehmende Ungleichheit der Markteinkommen: Reale Zuwächse nur für Reiche / DIW Berlin. 2007 (Nr. 13/2007). – Wochenbericht
- [Behr 2005] BEHR, Andreas: *Einführung in die Statistik mit R*. München: Verlag Franz Vahlen, 2005
- [Bellmann und Gartner 2003] BELLMANN, Lutz ; GARTNER, Hermann: Fakten zur Entwicklung der qualifikatorischen und sektoralen Lohnstruktur. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 36 (2003), Nr. 4, S. 493–508. – URL <http://www.iab.de/asp/internet/dbdokShow.asp?pkDoku=k040420n11>. – Zugriffsdatum: 15.04.2006
- [Bicakova 2006] BICAKOVA, Alena: Market vs. Institutions: The Trade-off Between Unemployment and Wage Inequality Revisited / European University Institute. URL <http://cadmus.iue.it/dspace/handle/1814/6308>. – Zugriffsdatum: 04.05.2007, 2006 (2006/31). – EUI Working Papers
- [Buchinsky 1994] BUCHINSKY, Moshe: Changes in the U.S. wage structure 1963–1987: Application of Quantile Regression. In: *Econometrica* 62 (1994), Nr. 2, S. 405–458
- [Budria und Pereira 2005] BUDRIA, Santiago ; PEREIRA, Pedro T.: Educational Qualifications and Wage Inequality: Evidence for Europe / IZA. URL http://www.etla.fi/edwin/publ/papers/Budria-Pereira_IzAdp1763.pdf. – Zugriffsdatum: 23.08.2006, September 2005 (1763). – Discussion Paper
- [Cameron und Trivedi 2005] CAMERON, A. C. ; TRIVEDI, Pravin K.: *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge, New York: Cambridge University Press, 2005
- [Chiswick 2003] CHISWICK, Barry R.: Jacob Mincer, Experience and the Distribution of Earnings / Institute for the Study of Labor (IZA). URL

- <ftp://repec.iza.org/RePEc/Discussionpaper/dp847.pdf>. – Zugriffsdatum: 04.07.2006, August 2003 (847). – Discussion Paper
- [Cline 2001] CLINE, William: Trade, Immigration, and Wage Distribution. In: WELCH, Finis (Hrsg.): *The Causes and Consequences of Increasing Inequality*. Chicago, London: The University of Chicago Press, 2001 (The Bush School series in the economics of public policy), Kap. 8, S. 241–262
- [Cowell 1996] COWELL, Frank: Estimation of Inequality Indices / London School of Economics and Political Science. URL <http://sticerd.lse.ac.uk/dps/darp/darp25.pdf>. – Zugriffsdatum: 08.11.2006, October 1996 (25). – Discussion Paper
- [Cowell 2006] COWELL, Frank A.: Inequality: Measurement / London School of Economics. URL [http://darp.lse.ac.uk/papersdb/Cowell_\(DARP86\).pdf](http://darp.lse.ac.uk/papersdb/Cowell_(DARP86).pdf). – Zugriffsdatum: 29.11.2006, 2006 (86). – Distributional Analysis Discussion Paper
- [Cowell 2000] COWELL, Frank A.: Measurement of Inequality. In: ATKINSON, Anthony B. (Hrsg.) ; BOURGUIGNON, Francois (Hrsg.): *Handbook of Income Distribution* Bd. I. New York, Amsterdam: Elsevier, 2000, Kap. 2, S. 87–166. – URL <http://www.sciencedirect.com/science/handbooks/15740056>. – Zugriffsdatum: 31.10.2006
- [Deere und Vesovic 2006] DEERE, Donald R. ; VESOVIC, Jelena: Educational Wage Premiums and the U.S. Income Distribution: A Survey. In: HANUSHEK, Eric A. (Hrsg.) ; WELCH, Finis (Hrsg.): *Handbook of the Economics of Education* Bd. 1. Amsterdam [u.a.]: Elsevier, 2006, Kap. 6, S. 255–307
- [Fortin und Lemieux 1997] FORTIN, Nicole M. ; LEMIEUX, Thomas: Institutional Changes and Rising Wage Inequality: Is There a Linkage? In: *Journal of Economic Perspectives* 11 (1997), Nr. 2, S. 75–96
- [Freeman 1995] FREEMAN, Richard B.: Are Your Wages Set in Beijing? In: *Journal of Economic Perspectives* 9 (1995), Nr. 3, S. 15–32
- [Gernandt und Pfeiffer 2006] GERNANDT, Johannes ; PFEIFFER, Friedhelm: *Rising Wage Inequality in Germany*. ZEW Discussion Paper No. 06-019. 2006. – URL <ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp06019.pdf>. – Zugriffsdatum: 19.04.2006
- [Goldin und Katz 2001] GOLDIN, Claudia ; KATZ, Lawrence F.: Decreasing (and Then Increasing) Inequality in America: A Tale of Two Half-Centuries. In: WELCH, Finis (Hrsg.): *The Causes and Consequences of Increasing Inequality*.

- Chicago, London: The University of Chicago Press, 2001 (The Bush School series in the economics of public policy), Kap. 2, S. 37–82
- [Gottschalk und Smeeding 1997] GOTTSCHALK, Peter ; SMEEDING, Timothy M.: Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality. In: *Journal of Economic Literature* 35 (1997), Nr. 2, S. 633–687
- [Juhn u. a. 1993] JUHN, Chinhui ; MURPHY, Kevin M. ; PIERCE, Brooks: Wage inequality and the rise in returns to skill. In: *Journal of Political Economy* 101 (1993), Nr. 3, S. 410–442
- [Koenker 2005] KOENKER, Roger: *Quantile Regression*. Cambridge, New York: Cambridge University Press, 2005 (Econometric Society Monographs no.38)
- [Koenker 2007] KOENKER, Roger: *quantreg: Quantile Regression*, 2007. – URL <http://www.r-project.org>. – Zugriffsdatum: 19.05.2007. – R package version 4.06
- [Krugman 1994] KRUGMAN, Paul: Past and Prospective Causes of High Unemployment. In: *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* 79 (1994), Nr. 4, S. 23–43. – URL <http://www.kc.frb.org/publicat/econrev/EconRevArchive/1994/er94.htm>. – Zugriffsdatum: 24.04.2006
- [Krugman 1995] KRUGMAN, Paul: *Technology, Trade, and Factor Prices*. NBER Working Paper No. 5355. November 1995. – URL <http://www.nber.org/papers/w5355>. – Zugriffsdatum: 23.05.2006
- [Leamer 2000] LEAMER, Edward E.: What’s the use of factor contents? In: *Journal of International Economics* 50 (2000), Nr. 1, S. 17–49
- [Lemieux 2006] LEMIEUX, Thomas: The Mincer Equation Thirty Years after Schooling, Experience, and Earnings. In: GROSSBARD, Shoshana (Hrsg.): *Jacob Mincer, A Pioneer of Modern Labor Economics*. New York: Springer Verlag, 2006, Kap. 11, S. 127–145
- [Li und Racine 2007] LI, Qi ; RACINE, Jeffrey S.: *Nonparametric Econometrics*. Princeton, Oxford: Princeton University Press, 2007
- [Machin 2003] MACHIN, Stephen: Skill-Biased Technical Change in the New Economy. In: *New Economy Handbook*. Amsterdam: Elsevier Science, 2003, Kap. 25, S. 565–581
- [Martins und Pereira 2004] MARTINS, Pedro S. ; PEREIRA, Pedro T.: Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries. In: *Labour Economics* 11 (2004), S. 355–371. – URL <http://www.st-andrews.ac.uk/~pm31/doeseduc.pdf>. – Zugriffsdatum: 28.04.2006

-
- [Mincer 1974] MINCER, Jacob: *Schooling, Experience and Earnings*. New York, London: Columbia University Press, 1974
- [Murphy und Welch 1990] MURPHY, Kevin M. ; WELCH, Finis: Empirical Age-Earnings Profiles. In: *Journal of Labor Economics* 8 (1990), Nr. 2, S. 202–229
- [Murphy und Welch 2001a] MURPHY, Kevin M. ; WELCH, Finis: Industrial Change and the Demand for Skill. In: WELCH, Finis (Hrsg.): *The Causes and Consequences of Increasing Inequality*. Chicago, London: The University of Chicago Press, 2001 (The Bush School series in the economics of public policy), Kap. 9, S. 263–284
- [Murphy und Welch 2001b] MURPHY, Kevin M. ; WELCH, Finis: Wage Differentials in the 1990s: Is the Glass Half-Full or Half-Empty? In: WELCH, Finis (Hrsg.): *The Causes and Consequences of Increasing Inequality*. Chicago, London: The University of Chicago Press, 2001 (The Bush School series in the economics of public policy), Kap. 12, S. 341–364
- [OECD 2007] OECD: *The OECD Employment Outlook*. Kap. 3, S. 105–157, Paris: OECD Publishing, 2007. – URL <http://www.sourceoecd.org/upload/8107131e.pdf>. – Zugriffsdatum: 20.06.2007
- [Piketty und Saez 2006] PIKETTY, Thomas ; SAEZ, Emmanuel: The Evolution of Top Incomes: A Historical and International Perspective. In: *American Economic Review* 96 (2006), Nr. 2, S. 200–205
- [Puhani und Weber 2005] PUHANI, Patrick A. ; WEBER, Andrea M.: Does the Early Bird Catch the Worm? Instrumental Variable Estimation of Educational Effects of Age of School Entry in Germany / IZA. URL <http://ftp.iza.org/dp1827.pdf>. – Zugriffsdatum: 13.11.2006, October 2005 (1827). – Discussion Paper
- [Silverman 1986] SILVERMAN, B.W.: *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London: Chapman & Hall, 1986
- [SOEP-Group 2001] SOEP-GROUP: The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 years - Overview. In: *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 70 (2001), Nr. 1, S. 7–14