



Zunehmende Lohnungleichheit und Beschäftigungsprobleme in den OECD-Ländern haben Fragen der Lohnstruktur in den Mittelpunkt der ökonomischen und politischen Diskussion gerückt. Die Studie diskutiert die wirtschaftswissenschaftlichen Grundlagen und Zusammenhänge und stellt die empirischen Befunde zur Lohnspreizung in Deutschland und anderen OECD-Ländern, vor allem in den USA, dar. Die Lohnstruktur in Deutschland wird insbesondere im unteren Lohnbereich als starr und beschäftigungsmindernd angesehen.

Insbesondere die hohe Arbeitslosigkeit unter gering qualifizierten Arbeitnehmern wird in Deutschland mit einer am unteren Ende komprimierten Lohnstruktur „erklärt“. Tatsächlich wird die Lohnspreizung in Deutschland unterschätzt. Die starke Zunahme der Lohnspreizung seit Mitte der 1990er Jahre ist bisher nicht zur Kenntnis genommen worden.

In der Studie wird gezeigt, dass der unterstellte strenge Zusammenhang zwischen Löhnen und Beschäftigung starke theoretische Annahmen über den Marktcontext erfordert. Abweichungen vom idealisierten theoretischen Modell 3 haben fundamentale Änderungen der Zusammenhänge zur Folge. Die theoretische Indeterminiertheit erfordert eine gründliche empirische Analyse der Lohnstreuung und des Zusammenhanges von Lohnstruktur und Beschäftigung. Die Studie wertet sowohl die deutschen als auch die internationale Veröffentlichungen aus.



9 783865 931047

ISBN 978-3-86593-104-7
€ 10,00



Ronald Schettkat
**Lohnspreizung:
Mythen und Fakten**

Ronald Schettkat

Lohnspreizung: Mythen und Fakten

Eine Literaturübersicht
zu Ausmaß und ökonomischen
Wirkungen von Lohnungleichheit

Böckler
Forschungsmonitoring 2

Ronald Schettkat

Lohnspreizung: Mythen und Fakten

**Eine Literaturübersicht
zu Ausmaß und ökonomischen
Wirkungen von Lohnungleichheit**



Univ.-Prof. Dr. habil. Ronald Schettkat leitet seit 2004 den Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre (insbesondere Wirtschaftspolitik) an der Universität Wuppertal. Forschungsschwerpunkte: Makroökonomische Theorie und Politik, Wachstumstheorie und Politik, Arbeitsmarkt- und Beschäftigungsökonomie.

Er hat 14 Bücher publiziert und zahlreiche Aufsätze in renommierten Journals veröffentlicht, war als Berater für die OECD, ILO, Europäische Kommission und Parlament, Bundesregierung sowie als Gutachter für zahlreiche internationale Journals und Buchverlage tätig.

© Copyright 2008 by Hans-Böckler-Stiftung

Hans-Böckler-Straße 39, 40476 Düsseldorf

Produktion: Setzkasten GmbH, Düsseldorf

Printed in Germany 2008

ISBN: 978-3-86593-104-7

Bestellnummer: 17002

Alle Rechte vorbehalten, insbesondere die des öffentlichen Vortrages, der Rundfunksendung, der Fernsehausstrahlung, der fotomechanischen Wiedergabe, auch einzelner Teile.

Abstrakt

Zunehmende Lohnungleichheit und Beschäftigungsprobleme in den OECD-Ländern haben Fragen der Lohnstruktur in den Mittelpunkt der ökonomischen und politischen Diskussion gerückt. Die Literatur hinsichtlich Ausmaß, Entwicklung sowie ihrer Ursachen und Beschäftigungseffekte ist in den letzten Jahren geradezu explodiert. Das vorliegende Papier fasst deshalb die zentralen Ergebnisse zusammen. Es werden die wirtschaftswissenschaftlichen Grundlagen und Zusammenhänge diskutiert und es werden die empirischen Befunde zur Lohnspreizung nicht nur in Deutschland sondern auch in anderen OECD-Ländern, vor allem in den USA, dargestellt.

Die Lohnstruktur in Deutschland wird insbesondere im unteren Lohnbereich als marktwidrig komprimiert, starr und beschäftigungsmindernd angesehen, weshalb ein weites Spektrum in Politik und Wissenschaft eine stärkere Spreizung der Löhne fordert. Es wird behauptet, dass die unteren Lohngruppen überproportionale Lohnsteigerungen erfahren haben, die sie aus Beschäftigung hinaus in Arbeitslosigkeit gedrängt haben. Zudem wird ein zu geringer Lohnabstand zwischen Transferzahlungen und niedrigeren Arbeitseinkommen behauptet – die sogenannte Armutsfalle – und die Senkung der Transfers gefordert. Entsprechend vehement werden gesetzliche Mindestlöhne abgelehnt.

Insbesondere die hohe und seit Mitte der 1990er Jahre nochmals gestiegene Arbeitslosigkeit unter gering qualifizierten Arbeitnehmern wird in Deutschland mit einer am unteren Ende komprimierten Lohnstruktur ›erklärt‹. Tatsächlich ist aber die Lohnspreizung in Deutschland unterschätzt und die starke Zunahme der Lohnspreizung seit Mitte der 1990er Jahre ist bisher nicht zur Kenntnis genommen worden. Generell ist die Debatte mehr normativ, theoretisch als empirisch, positiv geführt worden. Die wirtschaftspolitische Diskussion in Deutschland ist zu stark vom theoretischen Modell des perfekten Marktes dominiert, weshalb anekdotische Evidenz oftmals hinreichend für die Belegung der These einer komprimierten Lohnstruktur in Deutschland angesehen wird und widersprüchliche Forschungsergebnisse ignoriert werden.

Eine Versachlichung der Diskussion um die richtige Lohnstruktur ist dringend geboten. In diesem Papier wird gezeigt, dass der unterstellte strenge Zusammenhang zwischen Löhnen und Beschäftigung starke theoretische Annahmen über den Marktcontext erfordert. Abweichungen vom idealisierten theoretischen Modell

haben fundamentale Änderungen der Zusammenhänge zur Folge. Die theoretische Indeterminiertheit erfordert eine gründliche empirische Analyse der Lohnstreuung und des Zusammenhanges von Lohnstruktur und Beschäftigung. Hierzu wertet das vorliegende Papier die vorhandene Literatur aus, wobei sowohl die deutsche wie auch internationale Veröffentlichungen berücksichtigt werden.

»Gleicher Lohn für gleiche Arbeit« **der perfekte Markt**

»Gleicher Lohn für gleiche Arbeit« **Gewerkschafter**

»The whole of the advantages and disadvantages of the different employments of labour and stock must, in the same neighborhood, be either perfectly or continually tending to equalize« **Adam Smith**

»... the European unemployment problem and the U.S. inequality problem are two sides of the same coin,« **Paul Krugman**

»The sizeable reduction in pay for the less skilled in the USA have not been sufficient to maintain their employment; have impoverished them and their families; and arguably contributed to the decision of many of them to engage in crime.« **Richard Freeman**

»Inequality is an economic good that perceived too much bad press« **Finis Welch**

»Wir gehen davon aus, dass eine stärkere Lohndifferenzierung zum Abbau der Arbeitslosigkeit gerade bei denjenigen, die eine geringere Produktivität aufweisen, beizutragen vermag.« **Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR)**

»Die Tarifskaala wird, ähnlich wie die Rippen einer Ziehharmonika, von unten her zusammengestaucht, und es entsteht Arbeitslosigkeit, die sich speziell bei den Niedrigtarifgruppen konzentriert.« **Hans-Werner Sinn**

»Diese forcierte Heraufsetzung der Mindestlöhne hinterließ Spuren in Form von steigenden Konkursen und steigender Arbeitslosigkeit.« **Kronberger Kreis**

»..., contrary to the simple textbook model of the minimum wage, our results indicate that the increase in wages was accompanied by an increase in employment.«

David Card und Alan Krueger

»The typical employer in an unorganized labor market is by no means a pure competitor facing market wages which he cannot alter« **Martin Bronfenbrenner**

»a range of indeterminacy« **Richard Lester**

»Es ist der Schaffung neuer Arbeitsplätze für gering Qualifizierte nicht dienlich, wenn eine zusätzliche Auffächerung der Lohnstruktur mit dem Stichwort ›Hungerlöhne‹ diskreditiert wird.« **Wolfgang Franz**

»A fair day's pay for a fair day's work« **Franklin D. Roosevelt**

»The battle lines haven't changed since Roosevelt's days« **CBS news**

»When the facts change, I change my mind. What do you do Sir?« **John Maynard Keynes**

Inhaltsverzeichnis

| | |
|--|-----------|
| 1 Lohnstruktur zentral in der wirtschaftspolitischen Diskussion | 11 |
| 1.1 Lohnspreizung und Beschäftigung | 11 |
| 1.2 Die wichtigsten Ergebnisse | 17 |
| 2 Ursachen und Auswirkungen von Lohnungleichheit | 21 |
| 2.1 Lohnbildung bei unterschiedlichem institutionellen Kontext | 21 |
| 2.1.1 Im Modell des idealen Wettbewerbsmarktes | 21 |
| 2.1.2 Bei monopsonistischer Arbeitsnachfrage | 22 |
| 2.1.3 In Arbeitsmärkten mit koordinierten Lohnverhandlungen | 23 |
| 2.2 Lohnstruktur und Bildungsinvestitionen | 25 |
| 2.3 Die Wirkung von Lohnkompression auf die Form der Lohnverteilung | 31 |
| 3 Empirische Befunde zur Lohnstreuung in Deutschland | 35 |
| 3.1 Kompression am unteren Ende der Lohnskala? | 35 |
| 3.2 Ist die Lohnverteilung in Deutschland komprimiert? Ist sie im unteren Teil gestaucht? | 38 |
| 3.3 Zu hohe Anspruchslöhne in Deutschland? Lohnabstandsgebot verletzt? | 48 |
| 3.4 Deutschland im Vergleich zu den USA | 49 |
| 4 Beschäftigungswirkung von Lohnstrukturen | 55 |
| Selbstdarstellung der Hans-Böckler-Stiftung | 77 |

1 Lohnstruktur zentral in der wirtschaftspolitischen Diskussion

1.1 Lohnspreizung und Beschäftigung

Kein Thema dominiert die beschäftigungspolitische Diskussion so sehr wie die Frage nach einer beschäftigungsadäquaten Lohnstruktur. Insbesondere die Beobachtung hoher, zunehmender Lohnungleichheit bei deutlichen Beschäftigungsgewinnen in den USA einerseits und einer stabilen Lohnstruktur bei Beschäftigungsstagnation im Europa der 1980er Jahre andererseits hat die Vermutung genährt, dass die fortgeschrittenen Industriegesellschaften nur die Wahl zwischen ›equity und efficiency‹ (Okun 1975), zwischen Gleichheit und Effizienz haben, beides aber nicht gleichzeitig verwirklichen können. Geringe Lohnunterschiede, eine geringe Streuung der Löhne werden als ›Luxusgut‹ definiert, für den man den hohen Preis der Arbeitslosigkeit und Ausgrenzung bezahlen muss. Technischer Fortschritt und Globalisierung erzeugen einen gleichartigen Anpassungsdruck in allen hochindustrialisierten Volkswirtschaften, auf den sie entweder mit zunehmender Ungleichheit oder höherer Arbeitslosigkeit reagieren können. Paul Krugman (1994) hat diese gängige Sicht auf den Punkt gebracht: »... the European unemployment problem and the U.S. inequality problem are two sides of the same coin, ...« Kurzum, nach dieser These (unified theory, Blank 1997) sind alle hochindustrialisierten Länder von gleichen Schocks (technologischer Wandel, Globalisierung) betroffen und die Marktkräfte verlangen eine stärkere Lohn-differenzierung.

Vor allem die hohe Arbeitslosigkeit unter geringer qualifizierten Arbeitnehmern in Deutschland wird häufig mit einer beschäftigungsfeindlichen Lohnkompression begründet, die durch ›zu hohe‹ Mindestlöhne entstehen soll. Überproportionale Steigerungen der unteren tariflichen Lohngruppen und der aus dem Transfersystem abgeleiteten Mindestlohnforderungen sollen ursächlich für die schwierige Beschäftigungssituation der geringer qualifizierten Arbeitnehmer sein. »Wenn die Beschäftigung in den unteren Lohngruppen abnimmt, müssen die Löhne reagieren.« (Siebert 1995) Mindestlöhne – seien sie gesetzlich festgelegt, durch Tarifvereinbarungen oder durch Sozialtransfers begründet – sind nach dieser Auffassung Gift für Beschäftigung, wie es der Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) zusammenfasst: »Es mag

aus einkommenspolitischer Sicht verständlich erscheinen, wenn in den Lohnrunden die unteren Lohngruppen stärker angehoben werden. Beschäftigungspolitisch ist dies jedoch eine Fehlentwicklung. Denn der überproportionale Anstieg der Tariflöhne für einfache Arbeit verschlechtert die Chancen ungelerner Arbeitskräfte am Arbeitsmarkt. Es ist daher nicht ratsam, über eine verstärkte Lohnnivellierung von unten mit der Lohnpolitik Sozialpolitik betreiben zu wollen.« (SVR 1993, Ziffer 371)

Die Dominanz des ›equity-efficiency trade-offs‹ in der beschäftigungspolitischen Debatte ist vor dem Hintergrund der theoretischen und empirischen Evidenz allerdings erstaunlich, dem die ›richtige‹ Lohnstruktur ist nur außerordentlich schwer zu bestimmen. Aber selbst der Sachverständigenrat für die Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Lage (SVR) gibt sich hier offenbar mit anekdotischer Evidenz zufrieden: ›In anderen Ländern wie dem Vereinigten Königreich und den Vereinigten Staaten hat sich die Lohnstruktur, deren Spreizung dort deutlich stärker ausgeprägt ist als in Deutschland, in den letzten zwei Jahrzehnten stärker ausdifferenziert, und immerhin ist die Arbeitslosigkeit zurückgegangen.« (SVR 2000, Ziffer 419). Die mannigfaltigen Variablen, die die Lohnstruktur eines Landes und ihre Veränderung beeinflussen, werden ausgeblendet und widersprüchliche Forschungsergebnisse offenbar ignoriert. Zu einer solchen empirischen Nachlässigkeit¹ verleitet eine zu starke Orientierung am theoretischen Modell des perfekten Marktes, in dem Löhne nach einem abnehmenden Wertgrenzprodukt – dem marginalen Produktionsbeitrag – bestimmt werden. Mehr Beschäftigung kann es in diesem Modell nur geben, wenn die Löhne nach unten flexibel sind.

Modellimmanent wird man *ceteris paribus* deduzieren, dass Länder mit höherer Lohnspreizung höhere Beschäftigung haben, was ja offenbar mit den Trends in den USA und Europa kompatibel zu sein scheint. Aber ein Blick nach Skandinavien liefert anekdotische Evidenz für die Gegenthese. Zudem erzielten die USA, die Referenzökonomie in zahllosen Veröffentlichungen, Beschäftigungsgewinne in Zeiten zunehmender wie auch abnehmender Lohnspreizung. Die starke Orientierung an einem theoretischen Modell begründet dann auch die optimistische Sicht einer Symmetrie in den Beschäftigungsentscheidungen der Unternehmen: ›Wir erwarten, dass die Unternehmen bei ihrer Nachfrage nach Arbeitskräften nicht nur mit einem Abbau von Arbeitsplätzen für die weniger Qualifizierten antworten, wenn die Lohnstruktur gestaucht wird, sondern auch mit einem Aufbau,

1 In anderen Gutachten hat sich der Sachverständigenrat durchaus vorsichtiger zu Fragen der Lohnstruktur geäußert. Siehe auch weiter unten.

wenn sich die Lohnstruktur stärker spreizt.« (SVR 2000, Ziffer 419). Für diese optimistische Symmetrieannahme des SVR können allerdings nicht einmal die USA als Beleg angeführt werden, denn auch dort ist die Beschäftigung gering Qualifizierter trotz hoher Lohnneinbußen gesunken (Freeman 1995).

Während einige Autoren behaupten, zum Beispiel Siebert (1997), dass eine überproportionale Anhebung der aus den Transferzahlungen abgeleiteten Mindestlohnforderungen – die sich in einer Kompression des unteren Teils der Lohnverteilung niederschlagen müsste – zu den Beschäftigungsproblemen in Deutschland und Europa geführt hat, schließen Krugman (1994) wie auch Solow (2000) dieses als Begründung aus, denn Transferleistungen sind generell gefallen und taugen deshalb für die Begründung zunehmender Beschäftigungsprobleme nicht. Zudem sind in europäischen Ländern die Lohnspreizungen in den 1980er Jahren im Wesentlichen unverändert geblieben und haben in den 1990er überall bei zunehmenden Beschäftigungsproblemen gering Qualifizierter zugenommen.² Hierbei ist die Bundesrepublik kein Ausnahmefall, wie es lange Zeit schien. In der internationalen Forschung wird denn auch auf die Veränderungen der ökonomischen Rahmenbedingungen rekuriert. Globalisierung aber vor allem der technische Wandel haben danach zu einer Verschiebung der Arbeitsnachfrage zuungunsten geringer qualifizierter Arbeitnehmer in allen hochindustrialisierten Volkswirtschaften geführt, was in Ländern mit flexiblen Löhnen zu einer Spreizung der Lohnstruktur geführt hat, was aber den Beschäftigungsabbau im Bereich geringerer Qualifikationen nicht verhindert, sondern allenfalls begrenzen konnte. In allen hochindustrialisierten Ländern ist die Beschäftigung geringer qualifizierter Arbeitnehmer rückläufig, wenngleich ihr Beschäftigungsanteil international stark variiert (Freeman/Schettkat 2005), so scheint doch die relative Betroffenheit nicht von der Flexibilität des Lohnverhandlungssystems abzuhängen (Nickell/Bell 1995, 1996).

Wovon hängt die Lohnverteilung in einer Volkswirtschaft ab? Es ist unstrittig, dass die Löhne mit dem Qualifikationsniveau zunehmen, dass Erfahrung (oder Seniorität) sich positiv in den Löhnen widerspiegelt, dass höhere Verantwortlichkeit entsprechend honoriert wird etc. In einer Volkswirtschaft mit einer homogeneren Qualifikationsstruktur wird also von vornherein eine geringere Lohnstreuung erwartet als in Volkswirtschaften mit heterogenerer Qualifikationsstruktur. Aber auch die Lohnabstände zwischen den Qualifikationsgruppen beeinflussen

2 In den USA hat in den 1990er Jahren eine abnehmende Lohnspreizung bei insgesamt stark verbesserten Beschäftigungschancen gegeben.

die Lohnstreuung. Wodurch werden diese beeinflusst? Nach der Humankapitaltheorie, die von einem Gleichgewicht in Wettbewerbsmärkten ausgeht und nur die Angebotsseite berücksichtigt, bestimmen die Ausbildungskosten die interqualifikatorischen Lohnunterschiede (»Bildungsrenditen«). Im sogenannten Angebots-Nachfrage-Ansatz beeinflussen relatives Angebot und Nachfrage, die relative Knappheit, die Lohnunterschiede. So sah der niederländische Ökonom und Nobelpreisträger Jan Tinbergen schon 1975 eine Verschiebung der Arbeitsnachfrage zu höheren Qualifikationen aufgrund des technischen Fortschritts als gegeben an und charakterisierte den Abbau von Lohnunterschiede zwischen den Qualifikationsgruppen als »Wettlauf zwischen Angebot (Ausbildung) und Nachfrage (technologische Entwicklung)«³. Nur wenn das Angebot Hochqualifizierter der Nachfrage vorausseilt, können nach Tinbergen interqualifikatorische Lohnunterschiede abgebaut werden.⁴ Für die USA der letzten Jahrzehnte wird genau der gegenläufige Trend als Begründung für die zunehmenden interqualifikatorischen Lohnunterschiede angeführt: Das Angebot an Hochqualifizierten hinkte der schneller steigenden Nachfrage hinterher (z.B. Katz/Autor 1999, Katz/Murphy 1992).⁵

Aber auch die institutionellen Variablen, wie die Ausgestaltung des Lohnverhandlungssystems, gesetzliche Mindestlöhne oder der sozialen Sicherung, werden als Gründe für die international differierende Lohnspreizung diskutiert. Vor allem im US-Kontext wird dem stark rückläufigen Einfluss der amerikanischen Gewerkschaften auf die Lohnbildung hohe Bedeutung als Ursache für die gestiegene Lohnspreizung zugemessen (Blackburn/Bloom/Freeman 1991, Card/Lemieux/Riddel 2003). In den letzten Jahren mehren sich die Analysen, die den institutionellen Einflüssen große Bedeutung beimessen⁶. Zusammenfassend wird den folgenden Faktoren in der Literatur große Bedeutung beigemessen:

- 3 »... it is a »race« between supply (by education) and demand (by technological development) which determines the changes in relative scarcity of any type of manpower« (Tinbergen 1975: 55).
- 4 Dieses ist in der Tat als langfristiger zu beobachten, The Great Compression , Claudia Goldin und Robert Margo (1992). Richard Freeman (1976) schrieb in den 1970er Jahren vom »overeducated American«, weil die Bildungsrenditen in den USA gesunken waren.
- 5 Die Methode von Katz und Murphy (1992) basiert auf einer Definition von technischen Fortschritt, in der Verschiebungen der Arbeitsnachfragefunktion als solcher identifiziert werden. Vgl. dazu den Abschnitt »Technology or Tautology« in Card und DiNardo (2002).
- 6 Ein Großteil der Zunahme in der US-Lohnspreizung trat schon vor 1984 auf und in den 1990er Jahren gab es kaum Veränderungen der D9/D1-Relation, was beides nicht zur »Computerisierungs-These« als ausschließliche oder hauptsächliche Ursache eines qualifikationsverzerrten technischen Fortschritt paßt (Card/DiNardo 2002, auch Gosling/Lemieux 2001, die die Zunahme der Lohnspreizung in England auf Konvergenz der britischen Arbeitmarktinstitutionen zum »US-Style« zurückführen).

- Qualifikationsverzerrter technologischer Fortschritt
- Globalisierung
- Mindestlöhne
- Lohnverhandlungssysteme

In diesem Papier wird zunächst gezeigt, dass der unterstellte direkte Zusammenhang zwischen Löhnen und Beschäftigung starke theoretische Annahmen über den Marktkontext erfordert. Abweichungen vom idealisierten theoretischen Modell haben fundamentale Änderungen der Zusammenhänge zur Folge. Die theoretische Indeterminiertheit erfordert eine gründliche empirische Analyse der Lohnstreuung und des Zusammenhanges von Lohnstruktur und Beschäftigung. Hierzu wertet das vorliegende Papier die vorhandene Literatur aus, wobei sowohl deutsche wie auch internationale Veröffentlichungen berücksichtigt werden. Im zweiten Abschnitt wird der Zusammenhang zwischen Humankapitalinvestitionen und Löhnen diskutiert und die möglichen Wirkungen von Lohnkompression durch einen Mindestlohn auf die Lohnverteilung aufgezeigt. Das vielfach behauptete Abschneiden der Lohnfunktion beim Mindestlohn ist dabei nur eine mögliche Reaktionsform.

Im dritten Abschnitt werden Analysen der Lohnverteilung und ihre Änderung in Deutschland diskutiert, ihre Datengrundlagen problematisiert und neuere Trends aufgezeigt. Schließlich werden auch Vergleiche zur amerikanischen Lohnspreizung herangezogen. Im vierten und letzten Abschnitt werden die möglichen Beschäftigungseffekte von unterschiedlicher Lohnspreizung analysiert und der Ursache-Wirkungs-Zusammenhang diskutiert. Auch die Beschäftigungswirkung von gesetzlichen Mindestlöhnen, die insbesondere in den USA relevant sind, wird nicht speziell behandelt, sondern wird nur als eine mögliche Form einer Lohnuntergrenze aufgegriffen.

Separate Boxen erläutern Konzepte und geben Detailinformationen. So wird beispielsweise in Box 2.2 eine Zusammenstellung von Maßen zur Charakterisierung und Analyse von Lohnverteilungen präsentiert.

Was dieses Papier nicht behandelt:

Fragen der Lohnverteilung gehen sicher über die engere ökonomische Betrachtung hinaus und berühren nahezu alle Facetten des gesellschaftlichen Lebens – Armut, soziale Ausgrenzung, Bildungsbeteiligung, Kriminalität usw. Die Positionierung in der Lohnhierarchie beeinflusst vielfältige Lebensbereiche weit über

das Ökonomische im engeren Sinne hinaus. Richard Freeman (1996) hat den Rückgang der unteren Einkommen in den USA als so aussichtslos beschrieben, dass selbst kriminelle Handlungen als Konsequenz von ökonomischem Druck erscheinen. Soziale Kohäsion und Lohnverteilungen scheinen eng verflochten. Lohnungleichheit geht auch mit Kinderarmut einher und nicht alle gesellschaftlichen Gruppen sind vom Abstieg oder Verbleib in den Niedriglohngruppen gleichermaßen betroffen. Die hohe Einkommensmobilität, die gemeinhin in den angelsächsischen Ländern unterstellt wird, entpuppt sich in Analysen als deutlich niedriger als in ›old Europe‹ (Fabig, H. 2000, Bratsberg et al. 2006). Frauen sind in Deutschland eher in Niedriglohnjobs zu finden als in den USA, wo die Emanzipation in Bezug auf die Löhne deutlich vorangeschritten ist (vgl. Freeman/Schettkat 2005). All diese und viele andere Aspekte der Lohnstruktur können hier nicht behandelt werden und müssen anderen Papieren vorbehalten bleiben. Es erfolgt hier eine Begrenzung auf die theoretische und empirische Bestimmung der Lohnstruktur, ihre Entwicklung und Einflussfaktoren sowie auf die beschäftigungspolitischen Auswirkungen von Lohnstrukturen.

Dieses Papier fasst ausschließlich vorhandene Literatur zusammen. Eigene Analysen wurden für dieses Papier nicht durchgeführt. Es erfolgt eine Beschränkung auf die personale Lohnverteilung, d.h. wirtschaftszweigspezifische Aspekte werden nicht diskutiert⁷, dennoch gibt es auch hier genügend Überraschungen, denn »Talkshow-Fakten« und gesicherte Erkenntnisse fallen oft weit auseinander und oftmals ist auch Wolfgang Franz zuzustimmen, der festgestellt hat: »Mittler wird eine Kenntnisnahme der Fakten als für die Harmonie der eigenen Wahrnehmung störend empfunden.« (Wolfgang Franz 1995 :32).

7 Es galt auch lange als Fakt, dass die Lohnstruktur nach Wirtschaftszweigen in den USA stärker streut als in Deutschland (z. B. Gundlach 1986). Doch weit gefehlt: Analysen auf Basis der German-American-Structural-Database (Freeman/Schettkat 1999a), zeigen, dass die Lohnstruktur nach Wirtschaftszweigen in den USA und Deutschland sich in hohem Masse gleichen. Die relative Lohnposition der Wirtschaftszweige korreliert mit einem Koeffizienten von rund 0.8 und bemerkenswerter für die Einschätzung der Beschäftigungspotenziale einer Niedriglohnstrategie ist der Fakt, dass die Lohnstrukturen der USA und Deutschlands gerade am unteren Ende nahezu identisch sind (vgl. Freeman/Schettkat 1999b).

1.2 Die wichtigsten Ergebnisse

1. Die beschäftigungspolitische Debatte in Deutschland wird von der Lohnkompressionshypothese dominiert, nach der eine zu geringe Lohnspreizung insbesondere am unteren Ende der Lohnskala Jobs vernichtet. Diese These ist so oft vorgetragen worden, dass sie kaum noch hinterfragt wird, was erstaunlich ist, denn ihre Basis ist eine voraussetzungsreiche Theorie und ihre empirische Stützung ist außerordentlich wackelig. Welche Beschäftigungswirkungen haben ›falsche‹ Lohnstrukturen? Kosten Mindestlöhne Jobs oder wird durch sie die Lohnstruktur lediglich verschoben oder gestaucht? Die Identifikation ›falscher‹ Lohnstrukturen ist außerordentlich schwierig, aber »Gleichwohl wird in der Öffentlichkeit ständig der Eindruck einer wenig differenzierten Lohnstruktur zu vermitteln versucht.« (Franz 1995: 32).
2. Diese Warnung von Wolfgang Franz passt heute mehr denn je, denn die neuere Entwicklung zeigt, dass seit Mitte der 1990er Jahre die Lohnspreizung in Deutschland rasant zugenommen hat. Zwar bestätigen die verfügbaren Analysen für Deutschland eine stabile Lohnverteilung bis in die 1990er Jahre hinein, doch seither nimmt die Lohnspreizung zu. Die D9/D1-Relation wird von der EU-Kommission auf Basis des EU-weiten ›Structure of Earnings Surveys« (SES) zu Beginn dieses Jahrhunderts auf 3,15 geschätzt. Ein Wert, der ungefähr gleichauf mit dem des Vereinigten Königreichs liegt, welches bisher als Spitzenreiter hinsichtlich der Lohnspreizung in Westeuropa galt.
3. Noch weniger ist die Lohnkompressionshypothese mit den EU-Zahlen für die D5/D1-Relation vereinbar: Diese ist mit 1,78 in keinem westeuropäischen Land (inklusive dem Vereinigten Königreich mit 1,59) so hoch wie in Deutschland und wird lediglich von einigen EU-Beitrittsländern übertroffen. Selbst innerhalb der alten Bundesländer zeigen sich ähnliche Relationen: In Bayern, Hessen, Schleswig-Holstein entspricht die Lohnspreizung ungefähr dem zitierten gesamtdeutschen Durchschnitt und in Hamburg wird dieser Wert insgesamt und insbesondere am unteren Ende der Lohnskala (D5/D1-Relation) deutlich übertroffen.
4. Die Diagnose einer relativ engen, stabilen deutschen Lohnstruktur beruht offenbar auf einer Begrenzung des Analysezeitraumes bis Mitte der 1990er Jahre einerseits und auf einer Eingrenzung des analysierten Personenkreises auf vollzeiterwerbstätige Männer andererseits.

5. Vergleichende Analysen mit den USA zeigen zwar, dass die Spreizung der Löhne in Deutschland insgesamt geringer ist als in den USA, was aber – anders als in den vielbeachteten Analysen von Blau und Kahn – vor allem auf den oberen Bereich der Lohnverteilung und die auch am unteren Ende deutlich geringere Spreizung der Männerlöhne zurückzuführen ist. Der Abstand zwischen dem Medianeinkommen vollzeiterwerbstätiger Frauen ist in Deutschland größer als in den USA, wobei der Median der Frauenlöhne in beiden Ländern exakt 85% des Gesamtmedians beträgt (Möller 2005).
6. Diese Befunde decken sich mit denen von Freeman und Schettkat (2001), die den aus Transfers abgeleiteten Mindestlohn in Deutschland relativ zum Durchschnittslohn ungefähr gleich auf mit dem gesetzlichen Mindestlohn in den USA schätzen. Die Freeman/Schettkat Analysen zeigen auch deutliche Unterschiede in der Qualifikationsstruktur zwischen Amerikanern und Deutschen, insbesondere im Bereich geringerer Qualifikationen. Diese Autoren verwerfen die Lohnkompressionshypothese auch aufgrund der Unterschiede in den Qualifikationen zwischen Beschäftigten und Arbeitslosen, die entgegen den Voraussagen der Lohnkompressionshypothese in Deutschland gering, in den USA aber substantiell sind.
7. Die OECD (2004) ermittelt mit aggregierten Daten für einen Querschnitt von OECD-Ländern eine signifikant negative Korrelation zwischen Lohnspreizung (gemessen durch die D9/D1-Relation der Löhne vollzeitbeschäftigter Männer) und Arbeitslosigkeit und eine positive Korrelation mit der Beschäftigungsquote in OECD-Ländern. Aufgrund dieser Querschnittskorrelation folgert die OECD, dass die Ergebnisse insgesamt den theoretisch erwarteten negativen Beschäftigungseffekt von Lohnkompression bestätigen. Es verwundert allerdings, dass die OECD sich so sehr auf Aggregatdatenanalysen verlässt, steht die OECD-Interpretation doch im Widerspruch zu einer ganzen Batterie mikroökonomischer Analysen, die die Lohnkompressionshypothese verwerfen. Die OECD führt diese Analysen zwar auf (die OECD zitiert: » e.g. Card et al., 1996; Freeman and Schettkat, 2000; Krueger and Pischke, 1997; Nickell and Bell, 1995«), ignoriert sie aber in ihren Schlussfolgerungen.
8. Nach dem theoretischen Modell des perfekten Marktes, werden Löhne durch das Grenzwertprodukt bestimmt, weshalb annahmegemäß mehr Beschäftigung nach unten flexible Löhne erfordert. Wird die Lohnspreizung nach unten begrenzt, werden Arbeitnehmer mit geringerer Produktivität in diesem Modell

von Arbeitslosigkeit bedroht, weil ihr Lohn höher sein kann als ihr Produktionsbeitrag. Oft gehört, aber in unserer Welt imperfekter Märkte nur bedingt tauglich, Unternehmen können Preise und Löhne beeinflussen, weshalb auch Löhne unterhalb des Grenzwertproduktes gezahlt werden können. Wenn das so ist, führt natürlich auch nicht jede Erhöhung des Mindestlohnes zum Beschäftigungsabbau. Es ist denn auch außerordentlich schwierig, »richtige« von »falschen« Lohnstrukturen zu unterscheiden.

9. Die starke Orientierung am Modell des perfekten Marktes reduziert offenbar die Anforderungen an die Überprüfung der These auf Anekdoten und Scheinevidenz und verleitet zum Ignorieren von widersprüchlicher Evidenz. So führt beispielsweise der Sachverständigenrat als »Beleg« für die Lohnkompressionshypothese an, dass in den USA und im Vereinigten Königreich die Arbeitslosigkeit zurückgegangen und dort die Lohnspreizung ausgeprägter als in Deutschland sei. Sogar Scheinargumente reichen selbst prominenten Wirtschaftswissenschaftlern. Aus der Tatsache, dass in Ländern mit geringerer Lohnspreizung ein kleinerer Anteil der Beschäftigten in Niedriglohnjobs arbeitet, schließt Hort Siebert (1997) auf Jobvernichtung durch Lohnkompression. Aber selbst wenn die Lohnstruktur den Beschäftigungseffekt überhaupt nicht beeinflusst, ergibt sich dieser Zusammenhang.
10. Wieso finden mikroökonomische Analysen keinen Zusammenhang zwischen Lohnstruktur und Beschäftigung? Einerseits mag es sein, dass die Löhne nicht nach dem Wertgrenzprodukt bestimmt werden und ein Lohnspielraum besteht, weshalb engere oder weitere Lohnspreizungen zwar Verteilungseffekte, aber keine direkten Beschäftigungswirkungen haben. Andererseits können die unterschiedlichen nationalen Lohnspreizungen auch unterschiedliche Produktivitätsdifferenzen zwischen den Qualifikationsgruppen repräsentieren. Mit anderen Worten: die Qualifikationsdifferenzen müssen berücksichtigt werden, wenn man sinnvoll die Lohnspreizung interpretieren will. In der Tat sind die Qualifikationen der gering Qualifizierten international sehr unterschiedlich, aber Qualifikationsdifferenzen können die Unterschiede in der Lohnspreizung nicht vollkommen erklären. Dazu bedarf es der Einbeziehung institutioneller Faktoren.
11. In den USA ist der gesetzliche Mindestlohn in den 1980er Jahren real stark gesunken, was deutliche Spuren in der amerikanischen Lohnverteilung hinterlassen hat, aber den Anteil gering qualifizierter Beschäftigter keinesfalls erhöht

hat. Dieser ist vielmehr auch in den USA gesunken, weshalb die These des Sachverständigenrates, dass von einer größeren Lohnspreizung eine Verbesserung der Beschäftigungsplanung der geringer Qualifizierten zu erwarten ist, allzu optimistisch erscheint. Jedenfalls kann sich der Sachverständigenrat hierbei nicht auf die amerikanische Erfahrung berufen.

12. Wirtschaftszweige, in denen der Anteil gering entlohnter Arbeit besonders hoch ist, und eine Lohnsenkung gering qualifizierter Arbeit deshalb spürbare Preiseffekte zeitigen kann, sind ›private Haushalte‹, ›Restaurants, Hotels, Pflege‹, ›personenbezogene Dienstleistungen‹, ›Gebäudereinigung‹ und ›Einzelhandel‹ in den USA wie in Deutschland. Hier könnte die Ausweitung der Lohnspreizung am unteren Ende positive Beschäftigungseffekte zeitigen. Die Nachfrage privater Haushalte hängt aber neben den Preisen von zahlreichen anderen Faktoren wie Arbeitszeiten, Einkommen, Familiensituation, Wohnumfeld und der Einkommenssituation ab.

2 Ursachen und Auswirkungen von Lohnungleichheit

2.1 Lohnbildung bei unterschiedlichem institutionellen Kontext

2.1.1 Im Modell des idealen Wettbewerbsmarktes

Fragen der Lohnbestimmung nehmen schon in Adam Smiths Standardwerk ›The Wealth of Nations‹ (1776) eine prominente Rolle ein. »Gleicher Lohn für gleiche Arbeit« ergibt sich danach im Wettbewerbsmarkt als Ergebnis des Austarierens von Angebot und Nachfrage. Jedes Unternehmen zahlt exakt den Gleichgewichtslohn, den es nicht beeinflussen kann; Unternehmen sind Preisnehmer (Lohnnehmer). Zahlt ein Unternehmen Löhne unterhalb des Marktlohnes wandern alle Arbeitskräfte sofort zu anderen Unternehmen ab. Zahlt das Unternehmen mehr als den Marktlohn, ist es zwar für Arbeitnehmer attraktiv, kann aber am Produktmarkt aufgrund zu hoher Kosten und Preise nicht bestehen. Löhne spiegeln im Gleichgewicht die Grenzproduktivität der Arbeit wider.

In einem idealen Wettbewerbsmarkt mit vollkommener Information und Mobilitätskosten von Null kann es unterschiedliche Löhne nur zur Kompensation von Arbeitsbedingungen (zum Beispiel für gesundheitsbelastende Arbeitsumstände) und/oder Ausbildungskosten (heterogene Arbeit, Humankapital) geben. Adam Smith hatte argumentiert, dass qualifiziertere Arbeit, die höhere Bildungsinvestitionen erfordert, höher entlohnt werden muß, damit sich die Bildungsinvestitionen amortisieren können. Da Arbeitnehmer modellimmanent nach ihrem Grenzwertprodukt entlohnt werden, müssen höher qualifizierte Arbeitnehmer ein höheres Grenzwertprodukt erzielen als die geringer Qualifizierten, denn sonst wären die Unternehmen nicht bereit, sie zu höheren Löhnen zu beschäftigen.⁸

Wenn jeder Beschäftigte nach seinem Grenzwertprodukt entlohnt wird, müssen beobachtete Lohnunterschiede auf unterschiedlicher Produktivität der Arbeitnehmer und oder Kompensationszahlungen für besondere Arbeitsbedingungen beruhen. Allenfalls kurzfristig kann es nach der auch heute noch populären Schmith-

8 Diese Überlegung setzt voraus, dass Arbeitnehmer unterschiedlicher Qualifikation gegeneinander substituierbar sind. Eine Annahme, die beim ›skill biased technological change‹ eingeschränkt oder aufgegeben wird (vgl. zum Beispiel Matzner/Schettkat/Wagner 1988).

schen Analyse zu Abweichungen von den Gleichgewichtslöhnen kommen, wenn spezifische Verschiebungen der Arbeitsnachfrage etwa nach Berufen oder Regionen auftreten. Diese werden aber durch elastische Arbeitsangebotsfunktionen rasch wieder ausgeglichen. Lohndifferentiale können im Modell des Wettbewerbsmarktes ihre Signal – und Lenkungsfunktion erfüllen. Lohnunterschiede können aber dauerhaft nur bestehen, wenn sie auf Produktivitätsunterschieden und unterschiedliche Arbeitsbedingungen beruhen.

In diesem Modell können natürlich langfristig Störungen des Gleichgewichts auftreten, wenn institutionelle Regelungen die Funktionsfähigkeit des Marktmechanismus einschränken. Kollektive Lohnverhandlungen sind in diesem Modell entweder überflüssig oder schädlich. Sie sind überflüssig, wenn die Löhne dem Gleichgewichtslohn entsprechen oder darunter liegen, aber sie sind beschäftigungsschädlich, wenn Löhne oberhalb des Gleichgewichtslohnes ausgehandelt werden. Obwohl auf einem extrem idealisierten Modell beruhend finden diese Überlegungen immer wieder Eingang in die Politikberatung und teilweise sogar in überraschend simpler, direkter Form. Die Monopolkommission (1994) unter der Leitung von Carl Christian von Weizsäcker argumentiert zum Beispiel, dass Gewerkschaften ihre Existenz gegenüber ihren Mitgliedern begründen müssen, weshalb sie Löhne oberhalb des Gleichgewichtslohnes fordern, was beschäftigungsschädlich ist. Empirische Evidenz für das unsterbliche Verhalten von Gewerkschaften im Lohnbildungsprozess lieferte die Monopolkommission allerdings nicht (vgl. die Ausführungen in Abschnitt C).

2.1.2 Bei monopsonistischer Arbeitsnachfrage

Die Fiktion von Unternehmen, die als Preisnehmer in Wettbewerbsmärkten agieren und sich somit einer horizontalen Arbeitsangebotsfunktion gegenübersehen wird vielfach in Frage gestellt, bedeutet sie doch, dass Unternehmen keine Lohnpolitik – also die Gestaltung der Löhne – betreiben können. Dieses stimmt mit empirischen Beobachtungen nicht überein, worauf in jüngerer Zeit vor allem Professor Alan Manning (2003) eindringlich hingewiesen hat. Manning betont, dass das monopsonistische Arbeitsnachfragemodell mit dem traditionellen Gütermarktmonopson die Möglichkeit der Preisgestaltung gemein hat, dass aber im Arbeitsmarkt mit seinen informationellen Besonderheiten zwar zahlreiche Arbeitsnachfrager bestehen können, diese aber jeweils zumindest begrenzte Lohnsetzungsmacht haben. Löhne entsprechen in diesem Modell nicht mehr zwingend dem Grenzwertprodukt, sondern sie können deutlich darunter liegen.

Steve Machin und Alan Manning (2002) haben in Südengland – dem ›Florida‹ Englands – die Lohngestaltung in Pflegeeinrichtungen untersucht, die alle kleinbetrieblich strukturiert sind und deren Arbeitnehmer in der Regel nicht gewerkschaftlich organisiert sind. Also ein ›idealer‹ Markt. Manning und Machin konnten einen Zusammenhang zwischen Preisen und Qualifikation der Mitarbeiter ermitteln, fanden aber diesen Zusammenhang nicht bei den Löhnen, wo eine weite Lohnspanne festzustellen war. Die Löhne scheinen sehr von Zufälligkeiten beeinflusst zu sein. Die Autoren schließen daraus, dass die einzelnen Unternehmen Löhne beeinflussen können und die Ergebnisse keineswegs eine Lohnbestimmung nach dem Grenzwertprodukt stützen.

Im Vergleich der Löhne für Piloten vor und nach der Deregulierung der Flugindustrie in den USA findet David Card (1996) eine Auffächerung der Bezahlung nach der Deregulierung. Passagiere können nur hoffen, dass die unterschiedlichen Löhne nicht unterschiedliche Fähigkeiten (Grenzwertprodukte) der Piloten widerspiegeln. ›The typical employer in an unorganized labor market is by no means a pure competitor facing market wages which he cannot alter‹ (Bronfenbrenner 1956).⁹

2.1.3 In Arbeitsmärkten mit koordinierten Lohnverhandlungen

Traditionell haben Ökonomen dezentralisierte den zentralisierten oder koordinierten Lohnverhandlungen vorgezogen, weil erstere dem theoretischen Marktmodell am nächsten kommen, aber die Berücksichtigung von ›Imperfektionen‹ hat zu einer breiten Debatte über die leistungsfähigsten Lohnverhandlungssysteme geführt (vgl. zusammenfassend Teulings/Hartog 1998, Flanagan 1999). Nur wenige Studien untersuchen den Zusammenhang von Lohnverhandlungssystem und Lohnstruktur (Freeman 1988, Rowthorn 1992, Appelbaum/Schettkat 1993, für neuere Daten auch OECD 2004), obwohl es offenbar einen starken Zusammenhang zwischen diesen Variablen gibt. Freeman und Katz (1995) argumentierten, dass institutionelle Kräfte, wie Gewerkschaften, die Lohnungleichheit reduzieren und zudem den Einfluss von qualifikatorischen Nachfrageverschiebungen auf die Lohnungleichheit dämpfen. Deshalb, so die Autoren, haben die USA eine hohe und zunehmende Lohnspreizung, während diese in Europa geringer war und weniger stark zunahm. Tatsächlich bestätigen einfache Korre-

9 Unterschiedliche Löhne für gleiche Qualifikationen ist auch die Grundlage suchtheoretisch begründete Arbeitsmarkttheorien (Phelps et al. 1970., Mortensen 2003, Mortensen/Pissarides 1999).

lationen den von Freeman und Katz postulierten Zusammenhang. Dezentralisierte Lohnverhandlungssysteme weisen tendenziell eine höhere Lohnungleichheit auf, während zentralisierte Lohnverhandlungssysteme offenbar die Lohnungleichheit begrenzen (vgl. Schettkat 2003).

Wenn aber Qualifikationsstrukturen und Koordinierungsgrad von Lohnverhandlungssystemen korrelieren (Estevez-Abe/Iversen/Soskice 2000), dann erklären möglicherweise die Qualifikationsunterschiede statt der Art der Lohnverhandlung die unterschiedlich hohe Lohnspreizung. Angelsächsische Länder beispielsweise, haben starke Qualifikationsunterschiede und gleichzeitig dezentralisierte Lohnverhandlungssysteme, während die Egalität in der Lohnstruktur mit der Egalität der Qualifikationen in den skandinavischen Ländern einhergeht. Regressiert man die Lohnspreizung auf die Qualifikationsspreizung (gemessen durch die Relation der Literacy Scores aus der IALS (P95/P05) entnommen von Howell/Huebler 2005) und einen Indikator für den Zentralisierungsgrad des Lohnverhandlungssystems, ergibt sich in dieser groben Abschätzung ein eigenständiger signifikant negativer Effekt des Lohnverhandlungssystem. Zentralisierte Lohnverhandlungssysteme haben also offenbar einen eigenständigen, die Lohnungleichheit reduzierenden Effekt und zwar im unteren Lohnbereich (D5/D1) wie im oberen Lohnbereich (D9/D5, vgl. für Details Schettkat 2003, vgl. auch OECD Employment Outlook 2004, Ch. 3).

Zwar tendieren dezentralisierte Lohnverhandlungssysteme zu größerer Lohnspreizung, aber die damit einhergehende Hoffnung auf niedrigere Lohnkosten ist nicht immer berechtigt, denn Lohnflexibilität hat zwei Seiten: in wirtschaftlich schwierigen Lagen kann auf dezentraler, betrieblicher Ebene ein höherer Lohn- druck ausgeübt werden, aber bei wirtschaftlich verbesserter Lage schlägt das Pendel schnell in die andere Richtung.¹⁰ Linda Bell und Richard Freeman (1985) kommen für die USA sogar zu einem insgesamt negativen Beschäftigungseffekt flexibler Löhne, weil der arbeitsplatzzerhaltenden Lohnzurückhaltung in Betrieben mit prekärer Wirtschaftslage ein expansions – und beschäftigungsmindernder Effekt in prosperierenden Betrieben gegenübersteht. Der Nettoeffekt für die US-Volkswirtschaft ist nach der Bell/Freeman Analyse negativ und vermindert die technologische Dynamik der US-Ökonomie. Knut Gerlach und Gesine Stephan (2005) ermitteln für Deutschland die größte Lohnstreuung in tariffreien Betrieben gefolgt von denen mit Haustarifen und Flächentarifen. Die mikroökonomie-

10 Teulings/Hartog (1998) diskutieren die Effekte im Detail.

trische Evidenz für Deutschland ist aber insgesamt gemischt (vgl. zusammenfassend Schnabel 2006), dennoch fällt die zunehmende Öffnung von Tarifverträgen in Deutschland zumindest zeitlich mit zunehmender Lohnspreizung zusammen (vgl. auch Abschnitt 3).

2.2 Lohnstruktur und Bildungsinvestitionen

Zum Standardinstrument von Lohnanalysen gehören sogenannte »Mincer-Gleichungen« (Ashenfelter/Rouse 1998). Jacob Mincer (1958, 1974) hatte ausgehend von den Smithschen Überlegungen zu Humankapitalinvestitionen und Löhnen empirische Lohnregressionen entwickelt. Löhne sollten mit den Ausbildungskosten (formelle Ausbildung) zunehmen, weil qualifizierte Arbeitnehmer eine Kompensation für ihre Bildungsinvestitionen erwarten. Zwar kann es kurzfristig zu einem »Überschießen« des Lohnes bei qualifikationsspezifischer Nachfragesteigerung kommen, doch dieses ist dann ein Anreiz für Bildungsinvestitionen, der bei entsprechender Arbeitsangebotsreaktion das positive Lohndifferenzial rasch wieder reduziert. Mittelfristig steuert der Lohn die Qualifikationsstruktur. Berücksichtigt man zusätzlich Erfahrung (»learning on the job«, informelle Ausbildung), dann sollten im perfekten Markt und bei perfekter Messung der unabhängigen Variablen (Bildung, Erfahrung, vgl. Box 2.1) die Löhne (die abhängige Variable) durch die Humankapitalvariablen vollständig erklärt werden. Leider sind Ausbildungskosten schwer zu ermitteln, weshalb Jacob Mincer als Proxy die Dauer der Ausbildung als erklärende Variable benutzte.¹¹ Den zusätzlichen Lohn, den ein zusätzliches Ausbildungsjahr erbringt, wird deshalb – etwas ungenau – als

11 Ausbildungsjahre und -kosten sind Input-Größen, die durchaus zu unterschiedlichen Ergebnissen führen können. Dieser Zusammenhang hat in den USA zur »Bell-Kurven-Diskussion« geführt, in der die Soziologen Herrnstein und Murray (1994) behaupteten, dass Lernerfolg und Fähigkeiten unter der amerikanischen Bevölkerung ungleich verteilt sind, weshalb sich erhöhte Bildungsinvestitionen nicht auszahlen. Auf die amerikanische Situation bezogen bedeutet diese These im Klartext, dass sich erhöhte Bildungsausgaben für schwarze Amerikaner nicht lohnen, denn deren unterstellte geringere Fähigkeiten können durch Schule nicht beeinflusst werden (ein durch diese These inspiriertes Papier: Pereira/Martins 2000). Diese These ist eindrucksvoll von den Princeton-Ökonomen Orley Ashenfelter und Cecilia Rouse (1998) widerlegt worden: nach allen Regeln der ökonomischen Kunst zeigen sie, dass Bildung sich unabhängig vom gruppenspezifischen Hintergrund lohnt.

Bildungsrendite bezeichnet.¹² In gleicher Weise schlägt sich Erfahrung in den Löhnen nieder.

Mincersche Lohngleichung:

Logarithmierter Lohn =

Konstante + b (Bildungsinvestition) + c (Erfahrung) + Residuum

oder mit Abkürzungen:

$$\ln(w) = a + bS + cX + u$$

mit: w = Lohn, S = Qualifikationsniveau, Ausbildungsjahre, X = Erfahrung, u = Residuum, a, b, c sind zu schätzende Parameter¹³

Das Qualifikationsniveau (S) wird üblicherweise durch die Dauer der Ausbildung, die normalerweise – aus Mangel an besseren Daten – für einen bestimmten Abschluss notwendig ist, abgebildet. Erfahrung, learning on the job, wird – ebenfalls aus Mangel an geeigneten Daten – in der Regel durch potenzielle Erfahrung gemessen (durch das aktuelle Alter minus dem Alter bei Abschluss der Ausbildung).¹⁴ Das Residuum enthält alle Abweichungen der Löhne von der Regressionsgleichung wozu auch Messfehler (vgl. die Box 2.1) zählen. Wenn die einzigen Bestimmungsfaktoren des Lohnes Qualifikation und Erfahrung sind, muss sich im Gleichgewicht eines idealen Marktes zwar kein einheitlicher Lohn ergeben, aber diese Variablen sollten bei ansonsten homogenem Arbeitsangebot die beobachteten Löhne vollständig erklären können, d.h. das Residuum der Mincer-Lohngleichung sollte Null betragen, denn nach dem ›law of one price‹ kann es nur einen einzigen Lohn geben, wenn für Qualifikationsniveau und Erfahrung – die Produktivität der Arbeitnehmer – kontrolliert wird. Üblicherweise erklären

12 Diese ungenaue Verwendung von ›Bildungsrendite‹ ist insbesondere bei internationalen Vergleichen zu berücksichtigen, denn die Kosten für ein Ausbildungsjahr können international erheblich variieren

13 Üblicherweise werden logarithmierte Löhne als abhängige Variable gewählt, was die Interpretation der Koeffizienten als prozentuale Veränderung der Löhne erlaubt. Z. B. bedeutet ein Wert für den Koeffizienten b von 0,1, dass jedes zusätzliche Ausbildungsjahr den Lohn um 10% erhöht. In der Regel wird zusätzlich ein quadrierter Wert von S und X in der Gleichung berücksichtigt, um die möglichen Nichtlinearität des Zusammenhanges von Ausbildung, Erfahrung und Lohn zu berücksichtigen.

14 Einige Datensätze erlauben die Berücksichtigung der Betriebszugehörigkeit, die als Proxy für betriebsspezifische Erfahrung verwendet werden kann. Ein offensichtlicher Mangel ist die Nichtberücksichtigung von Weiterbildung (Acemoglu/Pischke 1998, Pischke 1998) und die Tatsache, dass Erfahrung auf unterschiedlichen Arbeitsplätzen durchaus andere Effekte haben kann.

Mincer-Lohnregressionen jedoch nur etwa 30% der Lohnvariation, woraus einerseits geschlossen wird, dass Arbeitsmärkte eben keine perfekten Märkte sind (z.B. Krueger/Summers 1987, Teulings/Hartog 1998)¹⁵ oder dass nicht beobachtete Variablen wie Talent, Fleiß, Fähigkeit etc. relevant sind (z.B. Murphy/Topel 1990). Insbesondere der hohe Erklärungsbeitrag der Wirtschaftszweige wird als Evidenz gegen die Theorie des allgemeinen Gleichgewichtes interpretiert, aber die Gegenposition einer durch Selektionsmechanismen der Beschäftigten hervorgerufenen Scheinkorrelation und kompensierender Arbeitsbedingungen ist empirisch nur schwer zu widerlegen. Für überzeugende Widerlegungen der Selektionshypothese siehe zum Beispiel Ashenfelter/Rouse (1998), Krueger/Summers (1987), Gibbons/Katz (1992), Schettkat (1993).

Internationale und intertemporale Unterschiede in den Lohnverstreungen kann es nach der Mincerschen Lohngleichung also geben, weil Ausbildungsdauern und Anteile der Qualifikationsgruppen variieren und/oder weil die Ausbildungsrenditen differieren. In der wirtschaftspolitischen Diskussion ist strittig, welche Werte für die Parameter b , c akzeptabel sind, aber es ist nicht strittig, dass diese Parameter positiv sein sollten. In der Tat zeigen die internationalen Vergleiche auch, dass Ausbildung in jedem Land honoriert wird, dass aber die Steigerungen der Löhne – d.h. die Parameter b und c – international variieren.

In seiner provokativen Ely Lecture ›In Defence of Inequality‹ vor der American Economic Association argumentierte Finis Welch (1999), dass die Zunahme von Lohnspreizung durch höhere Werte für die Koeffizienten von Ausbildung und Erfahrung, also durch zunehmende Erträge für Bildungsinvestitionen und Erfahrung, durchaus positiv zu bewerten sind. Wenn die Lohnspreizung aufgrund einer höheren Bildungsrendite zunimmt, sind die gegenwärtig gering qualifizierten Arbeitnehmer zwar die relativen oder absoluten Verlierer, aber das ist für Welch in Kauf zu nehmen, weil es die Anreize für Bildungsinvestitionen erhöht. Nimmt die Rendite für Erfahrung (c in der Lohngleichung) zu, so werden alle von der Höherbewertung von Erfahrung profitieren, denn die Beschäftigten mit gegenwärtig geringer Erfahrung werden in Zukunft profitieren.

15 In einer erweiterten Lohngleichung werden auch Variablen für Wirtschaftszweig, Betriebsgröße, Geschlecht, Rasse und andere arbeitsplatz- und personenbezogene Merkmale aufgenommen, die theoretisch den Lohn nicht beeinflussen sollten, die aber in der Regel signifikante Erklärungsbeiträge liefern (vgl. Krueger/Summers 1987 und die umfangreiche Folgeliteratur).

In den USA sind zwar die Bildungsrenditen gestiegen, aber auch das unerklärte Residuum hat deutlich zugenommen (vgl. weiter unten und zum Beispiel Katz/Autor 1999), was für Finis Welch ebenfalls unproblematisch ist, denn nach seiner Meinung wäre eine Welt mit einem Residuum gleich Null ($u = 0$) langweilig, weil jedermann seinen Lohn in Abhängigkeit von seinen Bildungsinvestitionen und seinem Lebensalter (Erfahrung) vorausberechnen könnte¹⁶. Finis Welch graut es, sich diese ›Beamtenwelt‹ vorzustellen. Eine bunte, interessante Welt erfordert nach seiner Vorstellung einen hohen Wert für das Residuum. Hohe Residuen bedeuten aber auch ein hohes Zufallselement in der Lohnfindung, was insbesondere bei Bildungsinvestitionen relevant sein kann, worauf Jonas Aggell (1999) hingewiesen hat.¹⁷

Nicht nur die Lohnhöhe, sondern auch die Dauer des Einkommensbezuges (die Amortisationszeit der Humankapitalinvestition) sind unsicher, weil die Qualifikation durch technischen Fortschritt, Nachfrageverschiebungen etc. entwertet werden kann und somit die Verwertung des Humankapitals durch Arbeitslosigkeit bedroht ist. Eine höhere Bildung kann natürlich auch eine individuelle Absicherung gegen Arbeitslosigkeit sein, denn in jedem Land sind hoch qualifizierte Arbeitskräfte weniger von Arbeitslosigkeit betroffen als ihre weniger gut qualifizierten Kollegen. Aber auch die Höhe und Ausgestaltung des Arbeitslosengeldes beeinflussen das erwartete zukünftige Einkommen. Gibt es gar keine Absicherung bei Arbeitslosigkeit oder ein vom vorherigen Einkommen unabhängiges Arbeitslosengeld, steigt das Risiko einer Bildungsinvestition. Einkommensabhängiges Arbeitslosengeld kann dagegen die Einkommenserwartungen stabilisieren, weil entweder das Arbeitslosengeld selbst genügend Einkommen bietet oder weil die Höhe und Dauer des Arbeitslosengeldbezuges genügend ›Luft‹ zur Suche eines adäquaten Jobs bieten (Acemoglu/Shimer 2000, zur produktiven Suche: Gangl 2003). Forderungen nach rascher Absenkung des Arbeitslosengeldes schon nach kurzer Arbeitslosigkeit und eine allzu strenge Ausgestaltung von Zumutbarkeitsregelungen erhöhen das Verwertungsrisiko von Humankapitalinvestitionen und können deshalb langfristig durchaus negative Einflüsse auf die

16 Die ›exakte‹ Vorausberechnung der Ertrages von Bildungsinvestitionen ist allerdings die Basis für Gary Beckers (1964) Humankapitaltheorie.

17 Bildungsrendite = diskontierte zukünftige Einkommen – Ausbildungskosten;
Das zukünftige Einkommen ist ein Erwartungswert, der vom Lohn (wie in der Mincer-Lohngleichung ein Funktion der Ausbildung und Erfahrung) dem Residuum, aber auch von der Dauer des Einkommensbezuges abhängt.

Bildungsentscheidungen ausüben, weil sie das Gewicht der Zufallsvariablen in der Bildungsinvestitionsfunktion erhöhen (Aggell 1999).

Wie für jede andere Investition, so bedarf es auch bei Bildungsinvestitionen möglichst klar definierter, relativ sicher abzuschätzender Rahmenbedingungen. Abstrahiert man von der Unsicherheit der Verwertungsdauer, dann ist die Streuung innerhalb der Qualifikationsgruppen von Belang. Je stärker diese streut, je stärker der Lohn innerhalb einer Qualifikationsgruppe variiert, desto weniger kann die zukünftige Lohnposition abgeschätzt werden und desto höher ist die Unsicherheit über das erwartete zukünftige Einkommen. Deutliche Lohnunterschiede zwischen den Qualifikationsgruppen können die Anreize für Bildungsinvestitionen erhöhen, aber eine hohe Varianz der Löhne innerhalb der Qualifikationsgruppen vermindert diese Anreize bei risikoaversen Arbeitnehmern.¹⁸

18 Zur Vermeidung eines Risikos werden deshalb solche Ausbildungsgänge gewählt, die eine relativ hohe Sicherheit bieten.

Box 2.1: Löhne und Einkommen: Berechnungen, Messfehler

Der Begriff ›Lohn‹ bezieht sich hier generell auf den Lohn pro Arbeitsstunde. **Einkommen** bezieht sich dagegen auf die während eines Zeitraumes (Woche, Monat, Jahr) erzielten Arbeitseinkommen.

Brutto- bzw. Nettolohn

bezeichnet den Lohn vor bzw. nach Steuern und Abgaben. Bei internationalen Vergleichen sind diese Lohngrößen oftmals nur eingeschränkt vergleichbar, weil institutionelle Besonderheiten beide Größen beeinflussen können. Beispielsweise beinhaltet die übliche deutsche Definition des Bruttolohnes nicht die arbeitgeberseitigen Abgaben für Sozialversicherungen wohl aber die des Arbeitnehmers. In anderen Ländern können dagegen durchaus alle Versicherungsabgaben zum Bruttolohn gerechnet werden oder einer anderen Aufteilung als in Deutschland folgen. Zudem variieren Urlaubsansprüche, Feiertage, Lohnfortzahlung im Krankheitsfall etc. international erheblich, was die Vergleichbarkeit von Stundenlöhnen beeinflusst (vgl. Freeman/Schettkat 2005).

Berechnung des Lohnes und Messfehler

Einige Datensätze enthalten Lohnangaben, die direkt in den Analysen verwendet werden können. Die Messfehler beschränken sich hier auf die üblichen Erhebungsungenauigkeiten. In vielen Datensätzen sind aber nur Wochen- oder Monatseinkommen angegeben, woraus dann Stundenlöhne durch Division mit der tatsächlich geleisteten oder der normalerweise geleisteten Arbeitszeit berechnet werden.

In einigen Datensätzen (wie bei der IAB-Beschäftigtenstichprobe (vgl. z.B. Möller 2005)) sind gar keine Berechnungen der Löhne pro Stunde sinnvoll möglich, weshalb man sich mit Monats- oder Tagesverdiensten behilft. Hier besteht natürlich die Gefahr, dass Variationen in den Tagesverdiensten als Lohnvariationen identifiziert werden, obwohl sie auf unterschiedlich langen Arbeitszeiten beruhen können.

Ein Beispiel verdeutlicht dies:

Ein Tagesverdienst von 100 € entspricht bei 7,2 Arbeitsstunden (36-Stundenwoche, die übliche Definitionsgrenze für Vollzeit) einem Stundenlohn von 13,89 €. Bei 9,0 Arbeitsstunden (40 Stundenwoche mit einer 1 Überstunde täglich) dagegen nur einem Lohn von 11,11 €. Obwohl beide Fälle als ›Vollzeit‹ klassifiziert werden, ergibt sich dennoch allein aufgrund der unterschiedlichen Arbeitszeiten ceteris paribus eine relative Lohn Differenz von 11%.

Zensierte Daten, unvollständige Erfassung des Lohnes

In einigen Datensätzen – so zum Beispiel in der Beschäftigtenstatistik und darauf abgeleiteter Datensätze (IABS) – sind die Einkommensangaben rechts zensiert, d.h. bei der Beitragsbemessungsgrenze der Rentenversicherung abgeschnitten. In anderen Datensätzen – bei Surveydaten häufig – werden die oberen Einkommen nur als nach oben offene Kategorie erfasst (›mehr als ... Euro‹). In solchen Fällen wird das arithmetische Mittel (und statistische Verfahren die sich darauf beziehen, z.B. OLS-Regressionen) verzerrt, weshalb häufig auf Quantilwerte – am Häufigsten der Median – rekurriert wird, die robuster gegen Zensierungen und Messfehler sind, solange der Quantilwert nicht selbst von der Zensierung betroffen ist. Deshalb finden in den letzten Jahren sogenannte Quantil-Regressionen Anwendung (siehe Box 3.2).

2.3 Die Wirkung von Lohnkompression auf die Form der Lohnverteilung

Wie verändert eine Lohnuntergrenze – sei es ein gesetzlicher Mindestlohn, ein tariflich vereinbarter Mindestlohn oder der Anspruchslohn¹⁹ – die Lohnverteilung? Der Sachverständigenrat (1993: Ziffer 370) betont zu Recht die außerordentlichen Schwierigkeiten der Ermittlung des ›counterfactuals‹, also der sich ohne Regulierung ergebenden Lohnverteilung. Ausgehend von einer ursprünglich symmetrischen Verteilung (0 in Box 2.2) lassen sich vier prinzipielle Effekte einer Lohnuntergrenze auf die Lohnverteilung unterscheiden, die natürlich in allen Zwischenformen auftreten können.

Zunächst kann es zu einer Verschiebung der Lohnverteilung um einen festen Betrag kommen (1 in Box 2.2). Hier würde sich eine Anhebung der Lohnuntergrenze auch auf die höchsten Löhne auswirken. Im zweiten Fall nimmt die Wirkung der Lohnverschiebung mit der Distanz zur Lohnuntergrenze ab, d.h. die höheren Lohngruppen erfahren nur geringe oder gar keine Lohnerhöhungen, die Spanne der Verteilung wird reduziert, die Verteilung wird gestaucht (2 in Box 2.2). Eine in der Literatur viel diskutierte Form ist die Stauchung der Verteilung bis zum Median, also die Auswirkung der Lohnuntergrenze auf Löhne bis zum Median aber nicht auf die Löhne darüber (siehe Blau/Kahn 1996, 2001, Abschnitt drei dieses Papiers, S. 31 f.). Drittens können alle Beschäftigten mit Löhnen unterhalb der neuen Lohnuntergrenze den Mindestlohn erhalten. Es würde sich also eine Häufung von Beschäftigten auf der Lohnuntergrenze oder nahe bei ergeben (3 in Box 2.2). In den Abbildungen sind diese Situationen auf Basis von 25.000 ursprünglich normalverteilten Lohnbeobachtungen simuliert worden, wobei sogenannte Kernel-Schätzungen angewendet wurden, die den Verlauf der Funktion ähnlich einem gleitenden Durchschnitt glätten (vgl. Box 3.2). In Situation 3 zeigt sich deshalb ein Buckel statt eines aus der Verteilung scharf herausragenden Einzelwertes. Diese Situation ist bei realen mit Messfehlern behafteten Lohnangaben wahrscheinlicher als die ›klinisch reine‹ Funktion mit einer scharfen nadel-förmigen Konzentration genau auf der Lohnuntergrenze.

In den bisher diskutierten Fällen wird die Lohnverteilung verändert, aber die Beschäftigung bleibt konstant. Der vierte Fall in der Abbildung zeigt eine Ver-

19 Ein Anspruchslohn wird vermutlich weniger eindeutige Spuren in der Lohnverteilung hinterlassen als ein gesetzlicher Mindestlohn.

teilung, die an der Lohnuntergrenze abgeschnitten wird. In diesem letzten Fall kommt es zum Verlust von Beschäftigung links von der Lohnuntergrenze. Werden Arbeitnehmer exakt nach ihrem Wertgrenzprodukt entlohnt, dann ist Reaktion 4 auf die Einführung einer Lohnuntergrenze zwingend, denn dieses ist die vielgenannte Situation, in der den Beschäftigten Löhne oberhalb ihres Produktionsbeitrages gezahlt werden müssten. Die Unternehmen würden dann bei Beschäftigung dieser Arbeitnehmer zu neuen Mindestlöhnen Verluste machen. Die Beschäftigungsreaktion auf die Einführung oder Erhöhung einer Lohnuntergrenze ist deshalb auch ein Test für die neoklassische Arbeitsnachfragetheorie (Card/Krueger 1995).

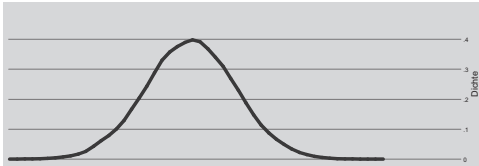
Natürlich kann sich in der Lohnverteilung ein scharfer Schnitt bilden, aber ähnlich wie in der Situation 3 können Ungenauigkeiten in der Lohnvariablen zu einem unscharfen Auslaufen der Verteilung am linken Rand führen.²⁰ Die Kernschätzungen sind dann im Resultat kaum von einer gestauchten Verteilung (Fall 2 in Box 2.2) zu unterscheiden. Aber die Beschäftigung ist in Situation 4 geringer als in der Situation 2, aber abgesehen von »natürlichen« Experimenten wie der erstmaligen Einführung eines gesetzlichen Mindestlohnes²¹ oder der spürbaren Veränderung der Lohnuntergrenze ist die »counterfactual« Beschäftigung nicht bekannt. Treten Zwischenformen der diskutierten Reaktionen auf, so ist die Bestimmung von Verteilungs- und Beschäftigungseffekten natürlich nochmals schwieriger. Umgekehrt ist aber ein Buckel oder »Spike« in der Lohnverteilung ein sicheres Indiz, dass die Lohnuntergrenze nicht – oder zumindest nicht in voller Höhe – zum Jobabbau geführt hat.

20 Ähnliches ist zu erwarten, wenn – wie für Deutschland behauptet – die Verteilung durch Mindestlohnforderungen nach unten begrenzt wird. Die aus dem Transfersystem abgeleiteten Mindestlohnforderungen werden eine gewisse Streuung aufweisen.

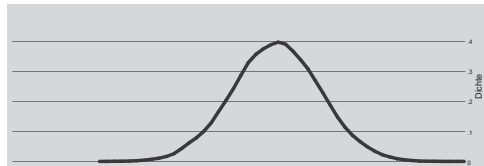
21 Aber auch hier gibt es Schwierigkeiten, denn die Mindestlohneinführung kann ja antizipiert werden und Beschäftigungsreaktionen können vorgezogen werden (siehe Dickens/Machin/Manning 1998, Dickens/Manning 2002).

Box 2.2: Mögliche Auswirkungen von Lohnuntergrenzen auf die Lohnverteilung

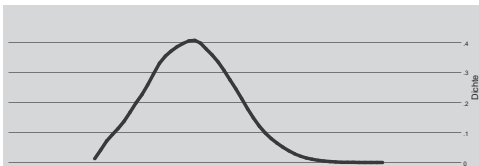
0. Ursprüngliche Verteilung



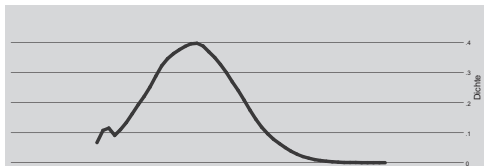
1. Verteilung wird nach rechts verschoben



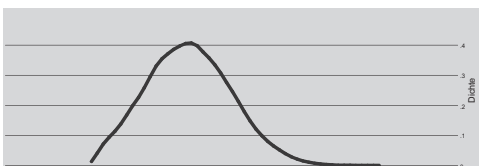
2. Verteilung wird gestaucht



3. Löhne unterhalb der neuen Lohnuntergrenze erhalten den Mindestlohn



4. Verteilung wird bei der Lohnuntergrenze abgeschnitten



Kerneldichte-Schätzungen basierend auf 25000 ursprünglich normalverteilten Lohnbeobachtungen

3 Empirische Befunde zur Lohnstreuung in Deutschland

3.1 Kompression am unteren Ende der Lohnskala?

Die Arbeitsmarktprobleme Deutschlands und Europas beruhen nach Meinung zahlreicher Ökonomen, Politiker und Bürger auf einer am unteren Ende des Entlohnungsspektrums komprimierten Lohnverteilung. Die beinahe unangefochtene Standardbegründung für die überproportional hohe Arbeitslosigkeit geringer qualifizierter Arbeitnehmer in der Bundesrepublik wird mit überproportionalen Anhebungen der untersten Lohngruppen und/oder zu hohen Transferzahlungen begründet. In der Tat sind die Ergebnisse einiger älterer Analysen mit der These einer komprimierten Lohnstruktur kompatibel. In einer Serie von Artikeln zum internationalen Vergleich von Lohnstrukturen finden Francine Blau und Lawrence Kahn (1996, 2001, 2002), dass Lohnverteilungen in Deutschland und Europa im Vergleich zu den USA vor allem am unteren Ende – abzulesen an der D5/D1-Relation (vgl. Box 3.2 für eine Übersicht gebräuchlicher Lohnstrukturmasse) – komprimiert sind, während im oberen Einkommensbereich – abzulesen an der D9/D5-Relation – keine großen Unterschiede zwischen Europa und den USA erkennbar sind.²² Katherine Abraham und Susan Houseman (1993) fanden in einer NBER-Studie eine abnehmende Lohnspreizung in Deutschland in der unteren Hälfte der deutschen Lohnverteilung für die 1980er Jahre.

Insbesondere Kahn (2000), Blau/Kahn (2001) führen komprimiertere Lohnstrukturen im unteren Einkommensbereich auf institutionelle Faktoren wie kollektive Lohnverhandlungen und gewerkschaftliche Lohnpolitik zurück, die insbesondere auf die Anhebung der unteren Lohngruppen zielen soll. In der Folge argumentieren Bertola/Blau/Kahn (2001, 2002), dass diese Politik der Lohnnivellierung zur Konzentration der Beschäftigungsprobleme in spezifischen Grup-

22 Blau und Kahn kommen sowohl mit Daten des ISSP (International Social Science Program) als auch mit IALS (International Adult Literacy Survey, einer Art PISA-Studie für Erwachsene, vgl. OECD 1997) zu diesem Ergebnis. Beide Datensätze haben den Vorteil, dass sie mit einheitlichen Survey-Designs erhoben wurden, aber sie enthalten eben nicht alle notwendigen Informationen, sodass Blau und Kahn einige Einschränkungen vornehmen mussten. Eine solche Einschränkung ist die Begrenzung auf vollzeiterwerbstätige Männer, was die Verteilung in Deutschland am unteren Ende komprimierter erscheinen lässt als sie unter Einbeziehung von Frauenlöhnen und Teilbeschäftigung ist (vgl. weiter unten).

pen, vor allem geringer qualifizierte Arbeitnehmer, führt (vgl. auch OECD 2004). Das ist eine Argumentationslinie, die auch mit der in Deutschland gebräuchlichen Begründung übereinstimmt, dass Tariflohnerhöhungen mit Festbeträgen die Löhne der weniger qualifizierten Arbeitnehmer über ihren Wertschöpfungsbeitrag gehoben haben, weshalb Arbeitnehmer ohne Berufsausbildung kaum noch Beschäftigung finden können. Ihre Löhne seien höher als ihr Produktionsbeitrag, lautet die unendlich oft wiederholte Botschaft, die sich fest in die Köpfe nahezu aller Politiker eingegraben hat. In der Tat ist die Arbeitslosigkeit von Arbeitnehmern ohne Berufsabschluss deutlich höher als die qualifizierterer Arbeitnehmer, aber dieses Phänomen ist in allen Ländern – unabhängig von der institutionellen Ausgestaltung der Lohnfindung anzutreffen (Nickell/Bell 1996). Insbesondere in den 1990er Jahren ist die Arbeitslosenquote der Arbeitnehmer ohne Berufsabschluss in Westdeutschland überproportional angestiegen, was nach der Lohnkompressionshypothese mit einem Anstieg der relativen Löhne im unteren Lohnbereich oder zumindest einer Konstanz der relativen Löhne einhergehen sollte. Gerade in dieser Periode hat jedoch die Lohnspreizung am unteren Ende der Lohnskala in Deutschland deutlich zugenommen (vgl. Tabelle 3.2 weiter unten).

Wie aber ist die empirische Evidenz für diese These der Mindestlohnarbeitslosigkeit geringer qualifizierter Arbeitnehmer? Unbestritten sind in einigen Tarifverträgen die Löhne der unteren Lohngruppen überproportional gestiegen, aber welchen Effekt hat dieses auf die allgemeine Lohnentwicklung der geringer Qualifizierten gehabt? Gibt es empirische Bestätigungen für die Lohnkompressionshypothese oder beschränkt sich die Untermauerung der Hypothese auf Anekdoten? Gab es eine überproportionale Steigerung der Transferzahlungen aus Sozialhilfe oder Arbeitslosenhilfe, die der Lohnentwicklung im unteren Qualifikationssegment vorausgeeilt ist und so zu steigenden Anspruchslöhnen geführt hat? Ist der Anspruchslohn in Deutschland zu hoch? Oder sitzt man womöglich einem Zirkelschluss auf? Wird möglicherweise modellimmanent aus der überproportionalen Arbeitslosigkeit geringer Qualifizierter auf zu hohe Löhne geschlossen und anekdotische Evidenz vorschnell verallgemeinert? Ist die Hoffnung des Sachverständigenrates berechtigt, dass eine höhere Lohnflexibilität nach unten den Beschäftigungsabbau im gering qualifizierten Segment umkehren oder zumindest verlangsamen könnte?

Im Folgenden wird der Frage nachgegangen, ob das Lohnabstandsgebot in Deutschland tatsächlich, wie behauptet, in doppelter Weise verletzt ist: Ist es richtig, dass (1) der Lohnabstand zwischen denjenigen ohne und mit Berufsausbil-

dung sehr gering und im Laufe der Zeit immer geringer geworden ist? (2) Ist der Abstand zwischen Transferzahlungen und Arbeitseinkommen zu gering, so dass sich Arbeit zu Niedriglöhnen für gering Qualifizierte nicht lohnt? Zunächst wird die Entwicklung der Lohnverteilung in Deutschland dargestellt und es werden die Ergebnisse auf Basis unterschiedlicher Datensätze (vgl. Box 3.1) miteinander verglichen.

Box 3.1: Datensätze mit Lohn- oder Einkommensangaben in Deutschland

Beschäftigtenstatistik (Bundesanstalt für Arbeit/IABS)

Daten der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten mit nur groben Angaben zur Arbeitszeit (Vollzeit, Teilzeit) und einer Zensurierung der Einkommensdaten an der Beitragsbemessungsgrenze der Rentenversicherung (vgl. Box 2.1). Die Auswertungen beziehen sich in der Regel auf Tagesverdienste von Vollzeitbeschäftigten, wie sie in der IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS) ausgewiesen sind (detailliertere Beschreibung in Ben Vorteil: großer Datensatz, Panelstruktur, sehr genaue Einkommensangaben, Zeitraumbezogen

Nachteil: keine Arbeitszeiten, spärliche Angaben zu personenbezogenen Charakteristiken

Gehalts- und Lohnstrukturerhebung (GLS, Statistisches Bundesamt)

Wird seit 1951 im früheren Bundesgebiet erhoben. In der Individualdatenform ist die GLS seit 1990 (im 5 jährigen Abstand) verfügbar. Sehr großer Stichprobenumfang von rund 600.000 Beobachtungen im ehemaligen Bundesgebiet. Die Stundenlöhne sind relativ exakt zu bestimmen und unterliegen praktisch keiner Zensurierung (nur 0,1% der Beobachtungen sind in der GLS zensiert, Fitzenberger/Reize 2002). Es wird nach arbeitsplatzbezogenen (Leistungsgruppen, Lohnform, Dauer der Unternehmenszugehörigkeit) und personenbezogenen Merkmalen differenziert. Minijobs sind nicht erfasst (für Details siehe Statistisches Bundesamt, Löhne und Gehälter, Fachserie 16, Fitzenberger/Reize 2002). Vorteil: Größe der Stichprobe, Stundenlöhne ermittelbar, arbeitsplatzbezogene und personenbezogene Merkmale, unzensurierte Einkommen/Löhne.

Nachteil: Dienstleistungssektor untererfasst, nur Betriebe mit 10 oder mehr Beschäftigten.

Sozioökonomische Panel (SOEP)

Haushaltspanel seit 1984 mit detaillierten personenbezogenen Angaben von ca. 12000 Personen in rund 6000 Haushalten.

Vorteil: detaillierte Angaben zum sozioökonomischen Hintergrund

Nachteil: kleiner Datensatz, Selbsteinstufung der Befragten

Detaillierter: Wikipedia

Comparative German American Structural Database (CGAS, Freeman/Schettkat)

Harmonisierte Wirtschaftszweig und Berufsklassifikationen für die USA und Deutschland. Basierend auf theoretisch 1,2 Mill. Zellen in jedem Land, die aus von Mikrozensus, Beschäftigtenstatistik und Current Population Survey entwickelt wurden. Qualifikationsäquivalente aus der IALS abgeleitet. Detaillierter: Freeman/Schettkat 1999a.

Vorteil: Hohe Vergleichbarkeit der Wirtschaftszweige und Berufe

Nachteil: keine Aktualisierung

Structure of Earnings Survey (SES, Eurostat)

Harmonisierte Individualdatenerhebung in der EU seit 1995. Einkommens – und Arbeitszeitangaben. Detaillierte Länder- und Regionsvergleich möglich. Mehr als 7,9 Mill. Beobachtungen in 28 Ländern (die Größe der Datensätze variiert zwischen den Ländern, Deutschland mehr als 500.000 Beobachtungen).

Vorteil: Hohe Vergleichbarkeit innerhalb der EU

Nachteil: Zugang der Wissenschaft nicht ermöglicht

3.2 Ist die Lohnverteilung in Deutschland komprimiert? Ist sie im unteren Teil gestaucht?

Mit dem Sozioökonomischen Panel (SOEP oder GSOEP, siehe Box 3.1) wurden der deutschen Wissenschaft umfassende Mikrodaten zugänglich, was unter anderem auch die Forschung zur Lohnverteilung belebte. Zudem wurden in den 1990er Jahren auch die Daten der Beschäftigtenstatistik als Stichprobe der Wissenschaft zugänglich gemacht (IABS) und kürzlich auch die Gehalts- und Lohnstrukturhebungen des Statistischen Bundesamtes (GLS).²³ Auf europäischer Ebene erhebt das »Structure of Earnings Survey« (SES) Löhne mit einem einheitlichen Instrumentarium, dessen Daten aber der Wissenschaft nicht zugänglich gemacht werden. Das Sozio-Ökonomische-Panel (SOEP) liefert zwar Stundenlöhne, aber der Stichprobenumfang ist relativ klein und zudem sind die Löhne von den Befragten selbst angegeben. Verlässlichere Einkommensdaten liefert die Beschäftigtenstatistik der BA (und daraus abgeleitete Datenbasen wie die Beschäftigtenstichprobe des IAB, IABS), dafür fehlen aber Angaben zu den Arbeitszeiten (siehe Box 3.1) und zudem sind die Einkommensdaten an der Beitragsbemessungsgrenze der Rentenversicherung abgeschnitten. Die wohl genauesten Lohnangaben liefert die Gehalts- und Lohnstrukturhebung (GLS) des Statistischen Bundesamtes, aber Nachteile sind hier die Begrenzung auf Betriebe mit mindestens 10 Beschäftigten und die unvollständige Erfassung des Dienstleistungssektors. Im Folgenden werden deshalb wo immer möglich Ergebnisse von Analysen mit unterschiedlichen Datenbasen einander gegenübergestellt. Die Gehalts- und Lohnstrukturhebung (GLS) des Statistischen Bundesamtes erlaubt als einzige Datenquelle eine Analyse

23 Die GLS wird seit 1951 erhoben und steht in Tabellenform zur Verfügung, aber erst kürzlich sind Mikrodatenauswertungen durch die Wissenschaft möglich (vgl. Jacobebbinghaus 2002, Fitzenberger/Reize 2003).

der langfristigen Entwicklung der Verdienstrelationen differenziert nach Arbeitern (Stundenlöhne) und Angestellten (Monatsverdienste). Tabelle 3.1 zeigt, dass die Löhne der Leistungsgruppe III (was Tätigkeiten mit nur kurzer Anlernzeit entspricht), relativ zu denen von Facharbeitern (Leistungsgruppe I) bis Ende der 1970er Jahre mit geringen Schwankungen leicht angestiegen sind, im Laufe der 1990er Jahre aber deutlich gesunken sind. Allerdings ist der in der GLS ausgewiesene Anstieg marginal. Stärker haben sich die Monatsgehälter der Angestellten der Leistungsgruppe V (einfache Tätigkeiten) relativ zu denen der Leistungsgruppe IV (Berufsausbildung erforderlich) entwickelt, aber hier ist der Höhepunkt bereits Ende der 1970er Jahre überschritten und in den 1990er Jahren zeigt sich auch hier, wenngleich etwas schwächer, ein zunehmender Lohnabstand zu den Tätigkeiten, die eine Berufsausbildung erfordern. Zu berücksichtigen ist, dass der Dienstleistungssektor in der GLS untererfasst ist und nur Betriebe mit 10 oder mehr Beschäftigten berücksichtigt werden. Beides Faktoren, die eher auf eine Unterschätzung der Lohnspreizung hindeuten, was mit den Ergebnissen der Mikrodatenanalyse von Jacobebbinghaus (2002) kompatibel wäre.

Tabelle 3.1: Langfristige Entwicklung der Verdienstrelationen, Arbeiter und Angestellte nach der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung

| Jahr | Arbeiter [Stundenlöhne] | | Angestellte [Monatseinkommen] | | | |
|------|----------------------------|------|----------------------------------|--------|--------|--------|
| | III/I | II/I | V/IV | III/IV | II/IV | Ib/IV |
| 1951 | 74.5 | 85.9 | 79.21 | 153.54 | 211.58 | 337.94 |
| 1957 | 72.3 | 83.2 | 78.28 | 165.25 | 239.63 | 347.37 |
| 1962 | 73.7 | 84.8 | 84.07 | 161.52 | 231.04 | 332.65 |
| 1966 | 75.6 | 85.6 | 84.47 | 155.71 | 216.70 | 296.53 |
| 1972 | 74.5 | 84.0 | 82.14 | 150.33 | 202.96 | 271.56 |
| 1978 | 76.3 | 85.6 | 86.24 | 146.77 | 201.98 | 281.69 |
| 1990 | 76.5 | 86.1 | 84.51 | 148.68 | 211.92 | 294.49 |
| 1995 | 75.4 | 85.0 | 85.84 | 145.33 | 208.70 | 301.86 |
| 2001 | 70.2 | 82.8 | 82.21 | 142.94 | 211.46 | 315.02 |

Quelle: Gehalts- und Lohnstrukturerhebungen, Statistisches Bundesamt Fachserie 16 (Jahrgänge 1954, 1960, 1966, 1970, 1976, 1981, 1993, 1998, 2004).

Die Leistungsgruppe I bei den Arbeitern entspricht eine Facharbeiterausbildung, Leistungsgruppe III umfassen Tätigkeiten, die nach kurzer Anlernzeit ausgeführt werden können.

Die Leistungsgruppe IV bei den Angestellten entspricht Tätigkeiten, die eine abgeschlossene Berufsausbildung erfordern, Leistungsgruppe V sind Anlernertätigkeiten.

Die Übersicht von Schätzungen der Lohnspreizung in Deutschland in Tabelle 3.2 zeigt divergierende Schätzungen je nach verwendeter Datenbasis und Zeitraum. Die Analysen finden bis in die 1990er Jahre hinein eine stabile, im internationalen Vergleich moderate Lohnspreizung in Deutschland. Noch im Jahre 2004 erschien beim IMF (International Monetary Fund) eine Studie zum deutschen Beschäftigungsproblem in Zusammenhang mit der Lohnstruktur mit dem Titel »The Unbearable Stability of the German Wage Structure« (Die untragbare Stabilität der deutschen Lohnstruktur, Prasad 2004), die auf Basis des SOEP praktisch konstante Dezilrelationen – allerdings für vollzeiterwerbstätige Männer – ermittelte.

Im Großen und Ganzen wird eine stabile Lohnverteilung bis in die 1990er Jahre hinein bestätigt, aber seither hat die Lohnspreizung in Deutschland deutlich zugenommen. Die ungenügenden Arbeitszeitangaben in der IABS führen häufig zu einer Beschränkung der Analyse auf Vollzeitbeschäftigte in der Hoffnung, dass hierbei die Schwankungen der individuellen Arbeitszeiten marginal sind (vgl. Box 2.1). Zudem erfolgt häufig eine Beschränkung auf Männer, weil hier Teilzeitbeschäftigung eher die Ausnahme ist. Da Frauen häufig zu geringeren Löhnen beschäftigt sind als Männer und Teilzeitarbeit häufig auch geringer entlohnt wird als Vollzeitarbeit, führen diese Eingrenzungen der Analyse tendenziell zu einer Reduktion der Lohnstreuung. Die Lohnspreizung erscheint deshalb oftmals geringer als sie bei Einbeziehung aller abhängig Beschäftigten wäre.²⁴ Die hohe Stabilität der deutschen Lohnstruktur beruht offenbar auf einer Begrenzung der Betrachtung bis Mitte der 1990er Jahre einerseits und auf einer Eingrenzung des analysierten Personenkreises auf vollzeiterwerbstätige Männer. Für Ende der 1990er Jahre und die ersten Jahre des einundzwanzigsten Jahrhunderts weisen zahlreiche Analysen auf eine Zunahme der Lohnspreizung hin, deren Ausmaß sicher höher ausfällt, wenn Teilzeitbeschäftigung und vor allem auch marginale Beschäftigung (Stichwort 400 Euro-Jobs) mit einbezogen werden.

24 Um eine Einschätzung der unterschiedlichen Entlohnungen von Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigten zu erhalten, haben Fitzenberger/Reize (2002) die Verteilungen von Tagesverdiensten weiblicher Beschäftigter mit und ohne Berufsabschluss verglichen. Teilzeitarbeitende Frauen mit Berufsabschluss haben danach zwar eine etwas rechtsschiefere Verteilung (d.h. ein größerer Anteil ist zu höheren Löhnen beschäftigt), als ihre Kolleginnen ohne Berufsabschluss, aber im Vergleich zu den übrigen Gruppen (Vollzeit-Männer, Vollzeit-Frauen) sind die Unterschiede marginal. Nimmt man gleiche Arbeitszeitverteilungen bei teilzeitarbeitenden Frauen mit und ohne Berufsabschluss an, dann deutet dieses Ergebnis daraufhin, dass Teilzeitarbeit offenbar rationiert ist und mit Verdiensteinbußen bezahlt werden muss.

Überraschen mag, dass von der OECD für Deutschland unterschiedliche Lohnspreizungen selbst bei gleicher Datenbasis und Lohndefinition ausgewiesen werden. In Tabelle 3.2 beruhen beide Reihen der OECD auf Daten des SOEP und beziehen sich auf vollzeiterwerbstätige Männer in Westdeutschland, aber dennoch weichen die Werte für gleiche Jahre deutlich voneinander ab. Die OECD 1996 weist eine abnehmende D9/D1 Relation aus, während die Labor Market Database eine in etwa konstante Lohnspreizung ausweist. Im Ergebnis nimmt die Differenz zwischen beiden Reihen zu und beträgt 1993 immerhin rund 25%. 1998 überschreitet die D9/D1-Relation gar die Marke von 3.0.

Nach der Analyse der EU-Kommission (2005) auf Basis des EU-weiten ›Structure of Earnings Surveys« (SES) ist die Lohnspreizung in Deutschland, gemessen durch die D9/D1-Relation, mit 3,15 ungefähr gleichauf mit der des Vereinigten Königreichs, was bisher als Spitzenreiter hinsichtlich der Lohnspreizung in Westeuropa galt. Offenbar hat die Lohnspreizung in Deutschland in den 1990er Jahren und den ersten Jahren dieses Jahrhunderts erheblich zugenommen, was auch durch die Daten von Gernandt/Pfeifer (2006) und Möller (2005) bestätigt wird. Diese Entwicklung der Lohnspreizung in den 1990er Jahren passt aber schlecht zur Begründung des überproportionalen Anstiegs der Arbeitslosigkeit gering Qualifizierter mit der Lohnkompressionshypothese in dieser Periode. Arbeitslosigkeit und relative Löhne haben sich offenbar gleichgerichtet entwickelt oder anders ausgedrückt: Trotz fallender relativer Löhne hat die Arbeitslosigkeit der geringer Qualifizierten zugenommen.²⁵

25 Natürlich kann der Nachfragerückgang nach geringer qualifizierter Arbeit durch die Lohnsenkungen gemildert worden sein, aber eine starre Lohnstruktur ist dann plausiblerweise nicht die Ursache des Beschäftigungsrückgangs, die in anderen Faktoren gesucht werden muss (z. B. qualifikationsverzerrter technischer Fortschritt).

Tabelle 3.2: Lohnspreizung in Deutschland, Übersicht verschiedener Studien

| Autor/Datenbasis | Jahr | D9/D1 (D8/D1) | D9/D5 (D8/D5) | D5/D1 (D5/D2) |
|----------------------------------|--|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| Gernandt/Pfeiffer (2006) | | | | |
| | 1984 Männer | 2.14 | | |
| | 1994 Männer | 2.11 | | |
| | 2004 Männer | 2.52 | | |
| EU Kommission (2005) | | | | |
| SES | 2002 Deutschland | 3.15 | 1.78 | 1.78 |
| | 2002 Hamburg | 3.49 | 1.83 | 1.91 |
| EU Kommission (1998) | Westdeutschland | | | |
| SES (D5 = Durchschnittslohn) | 1995 insgesamt | 2.51 | 1.51 | 1.67 |
| | 1995 Männer | 2.43 | 1.70 | 1.42 |
| | 1995 Frauen | 2.20 | 1.12 | 1.96 |
| Möller (2005) | Vollzeit, Westdeutschland | | | |
| IABS | 2001 insgesamt | (2.52) | (1.42) | (1.74) |
| | 2001 Männer | (2.20) | (1.43) | (1.54) |
| | 2001 Frauen | 3.31 (2.78) | 1.63 (1.34) | 2.03 |
| Kohn (2006) | Vollzeit, Westdeutschland | | | |
| IABS | 1992 Männer | (1.71) | (1.37) | (1.25) |
| | 2001 Männer | (1.87) | (1.44) | (1.30) |
| | 1992 Frauen | (1.91) | (1.33) | (1.44) |
| | 2001 Frauen | (2.06) | (1.37) | (1.51) |
| OECD (1996) | Vollzeit, Männer, Westdeutschland | | | |
| SOEP | 1984 | 2.79 | 1.69 | 1.68 |
| | 1993 | 2.32 | 1.78 | 1.44 |
| OECD (2006) | Vollzeit, Männer, Westdeutschland | | | |
| Labour Force Database | 1984 | 2.88 | 1.69 | 1.70 |
| basiert auf SOEP | 1993 | 2.86 | 1.78 | 1.61 |
| | 1998 | 3.04 | 1.85 | 1.65 |

| Autor/Datenbasis | Jahr | D9/D1 (D8/D1) | D9/D5 (D8/D5) | D5/D1 (D5/D2) |
|-------------------------------|--|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| Steiner/Hölzle (2000) | | | | |
| SOEP | 1990 Männer | 2.39 | 1.66 | 1.44 |
| | 1997 Männer | 2.52 | 1.62 | 1.56 |
| | 1990 Frauen | 2.38 | 1.56 | 1.53 |
| | 1997 Frauen | 2.27 | 1.46 | 1.56 |
| Prasad (2004) | Westdeutschland, Männer, Vollzeit | | | |
| SOEP | 1985 | 2.20 | 1.54 | 1.43 |
| | 1989 | 2.16 | 1.55 | 1.39 |
| | 1996 | 2.23 | 1.55 | 1.43 |
| Jacobebbinghaus (2002) | | | | |
| GLS | 1996 | 2.48 | 1.65 | 1.50 |
| SOEP | 1996 | 2.78 | 1.77 | 1.57 |
| Steiner/Wagner (1998) | | | | |
| SOEP | 1984 | (1.74) | (1.27) | (1.37) |
| | 1990 | (1.73) | (1.27) | (1.37) |
| IABS | 1984 | (1.67) | (1.24) | (1.35) |
| | 1990 | (1.74) | (1.26) | (1.37) |
| Blau/Kahn (1996) | Männer | | | |
| ISSP | | 2.70 | 1.72 | 1.58 |

Quelle: siehe Literaturliste

Noch weniger ist die Lohnkompressionshypothese mit den EU-Zahlen für die D5/D1-Relation vereinbar: Diese ist mit 1,78 in keinem westeuropäischen Land (inklusive dem Vereinigten Königreich mit 1,59) so hoch wie in Deutschland und wird lediglich von einigen EU-Beitrittsländern übertroffen (vgl. EU-Kommission 2005). Die Betrachtung Gesamtdeutschlands statt lediglich Westdeutschlands ist der offensichtliche Einwand gegen diese Zahlen der EU-Kommission. Tabelle 3.3 bricht deshalb die gesamtdeutschen Daten auf die Länderebene herunter. Zwar wird die Lohnspreizung insgesamt durch die niedrigeren Löhne in den neuen Bundesländern beeinflusst, aber die fettgedruckten alten Bundesländer (Bayern, Hessen, Schleswig-Holstein) entsprechen in der Lohnspreizung ungefähr dem gesamtdeutschen Durchschnitt und in Hamburg wird dieser Wert insgesamt und

insbesondere am unteren Ende der Lohnskala (D5/D1-Relation) deutlich über-
 troffen. Dennoch gehört die Arbeitslosenquote in Hamburg mit 11,1% in 2004
 (Allmendinger/Eichhorst/Walwei 2005) zu den Höchsten in Westdeutschland. Dies-
 ses verweist auf die Frage nach der Kausalität, nach Ursache und Effekt (vgl.
 Abschnitt 4 dieses Papiers).

Tabelle 3.3: Lohnspreizung in Deutschland, regionale Differenzierung

| | D9/D1 | D9/D5 | D5/D1 |
|----------------------------|--------------|--------------|--------------|
| Gesamtdeutschland | 3.15 | 1.78 | 1.78 |
| Baden-Württemberg | 2.94 | 1.72 | 1.71 |
| Bayern | 3.15 | 1.81 | 1.74 |
| Berlin | 3.35 | 1.82 | 1.84 |
| Brandenburg | 2.85 | 1.72 | 1.66 |
| Bremen | 3.07 | 1.73 | 1.77 |
| Hamburg | 3.49 | 1.83 | 1.91 |
| Hessen | 3.14 | 1.79 | 1.76 |
| Mecklenburg-Vorpommern | 3.58 | 1.85 | 1.93 |
| Niedersachsen | 2.98 | 1.74 | 1.71 |
| Nordrhein-Westfalen | 2.90 | 1.73 | 1.67 |
| Rheinland-Pfalz | 2.70 | 1.63 | 1.65 |
| Saarland | 2.91 | 1.69 | 1.73 |
| Sachsen | 3.08 | 1.83 | 1.69 |
| Sachsen-Anhalt | 2.99 | 1.78 | 1.69 |
| Schleswig-Holstein | 3.09 | 1.73 | 1.79 |
| Thüringen | 2.88 | 1.77 | 1.63 |

Quelle: Structure of Earnings Survey 2002, EU-Kommission 2005

Zwar wird implizit angenommen, dass geringe Löhne mit geringer Qualifikation
 korrelieren, doch kann die Analyse von Bildungsrenditen, also des Lohnabstan-
 des zwischen den Qualifikationsniveaus durchaus andere Ergebnisse erbringen.
 Hinter der häufig vorgetragenen Klage über zu geringe Bildungsrenditen in
 Deutschland steht vor allem die Vermutung eines zu geringen Lohnabstandes zwi-
 schen ungelerten Arbeitnehmern und solchen mit Berufsausbildung (vgl. auch
 Tabelle 3.1) Lutz Bellmann und Hermann Gartner (2003) kommen auf Basis der
 IABS zu dem Ergebnis, dass die Prämien für Bildungsabschlüsse in Deutschland

im Zeitraum von 1990 bis 2000 generell zugenommen haben, dass sie aber insbesondere für Beschäftigte mit Abitur & Berufsausbildung sowie für Fachhochschul- und Hochschulabsolventen überproportional angestiegen sind (vgl. Tabelle 3.4). Anders ausgedrückt: Die relative Lohnposition der ungelerten Arbeitskräfte in Westdeutschland (aber auch in Ostdeutschland) hat sich in den 1990er Jahren verschlechtert, was natürlich den Erwartungen einer komprimierten Lohnstruktur widerspricht.²⁶ Nach der Analyse von Bellman/Gartner hat sich also gerade in der Periode, in der die Arbeitslosigkeit geringer qualifizierter Arbeitnehmer besonders zugenommen hat, die Lohnverteilung gespreizt.²⁷

Tabelle 3.4 : Bildungsprämien in Bezug auf ungelernete Arbeitnehmer, vollzeitbeschäftigte Männer, ehemaliges Bundesgebiet

| | 1990 | 2000 | Differenz |
|----------------------------------|-------|-------|-----------|
| Berufsausbildung | 0,194 | 0,237 | 0.043 |
| Abitur | 0,222 | 0,346 | 0.124 |
| Abitur + Berufsausbildung | 0,428 | 0,501 | 0.073 |
| Fachhochschule | 0,615 | 0,715 | 0.100 |
| Hochschule | 0,714 | 0,821 | 0.107 |

Quelle: Bellmann/Gartner 2003: 497 auf Basis der IABS.

Alle Koeffizienten sind signifikant.

Eine Spezifikation der Lohnregression unter Berücksichtigung der Wirtschaftszweige führt zu gleichen Trends aber geringfügig abweichenden Koeffizienten (vgl. Bellman/Gartner 2003).

In ihrem Vergleich der Lohnstrukturen mit Daten der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung (GLS) und der IABS bestätigen Fitzenberger und Reize (2002) die Bellman/Gartner Ergebnisse²⁸: Tendenziell haben die Verdienstunterschiede zwischen Arbeitnehmern mit mittlerer und niedriger Qualifikation zugenommen, während die zwischen Hochqualifizierten und Arbeitnehmern mit mittlerer Qualifikation abgenommen haben. Beide Datensätze (IABS und GLS) kommen zu qualitativ gleichen Ergebnissen, aber am oberen Rand ist die IABS wegen der Zensierung an der Beitragsbemessungsgrenze der Rentenversicherung problematisch (vgl. Box 3.1).

26 Zu erwarten wäre unter der Lohnkompressionshypothese, dass die Lohnspreizung abnimmt, weil durch überproportionale Steigerungen der niedrigsten Löhne diese Jobs wegfallen oder diese Jobs zu höheren Löhnen weiterbestehen.

27 In Quantilregressionen finden Bellman/Gartner (2003) diese Trends im Wesentlichen bestätigt.

28 Mit etwas anderer Abgrenzung kommen Steiner/Hölzle (2000) zu ähnlichen Ergebnissen. Vor allem ermitteln diese Autoren eine recht hohe Bildungsrendite für den Sprung vom Ungelernten zum Facharbeiter (vgl. auch weiter unten Abschnitt 3.4).

Box 3.2: Häufig verwendete Masse zur Beschreibung und Analyse von Lohnverteilungen

Perzentile/Dezile

Am häufigsten werden sogenannte Perzentile für die Charakterisierung von Lohnstreuung verwendet. Üblich ist die Angabe des Lohnes des neunten Dezils (D₉, oder des neunzigsten Perzentiles) relativ zum Medianlohn (fünftes Dezil, D₅) zur Charakterisierung der Verteilung im oberen Einkommensbereich oder die Relation des Medianlohnes zum Lohn des ersten Dezils (D₁) zur Charakterisierung des unteren Einkommensbereiches (vgl. Tabelle 3.2)

Mindestlohn relativ zum Medianlohn

wird verwendet, um Begrenzung der Lohnverteilung am unteren Ende durch gesetzliche Regelungen zu beschreiben.

Anteile

Geben an, wie viele Beschäftigte unterhalb eines bestimmten Einkommenswertes liegen. Häufig wird der Anteil von Beschäftigten unterhalb der Armutsgrenze – üblicherweise definiert als Einkommen von weniger als zwei Drittel des Medianlohnes – angegeben.

Gini-Koeffizient

Dieser misst die relative Differenz der tatsächlichen Lohnverteilung (Lorenzkurve) von der Gleichverteilung. Ein Wert von Null, zeigt Gleichverteilung an, ein Wert von 1 maximale Ungleichverteilung.

Histogramm

Bildet die Lohnverteilung in zuvor definierten Intervallen ab. Die Zahl der Beobachtungen in den Intervallen bestimmt die Höhe der Balken. Es ergibt sich eine stufenförmige Funktion.

Kernel-Dichte

Bildet die gesamte Lohnverteilung ab. Ähnlich einem gleitenden Durchschnitt werden dabei die Häufigkeiten um einen wandernden Gruppenmittelwert berechnet. Die Spannweite der Gruppen kann vorgegeben und die Beobachtungen können je nach Abstand vom Bezugspunkt gewichtet werden. Dadurch entsteht – anders als beim Histogramm – eine stufenlose Verteilung.

Je geringer die Spannweite der Gruppen gewählt wird, desto detaillierter wird das Kerneldiagramm die Verteilung wiedergeben (vgl. Abschnitt 2.3).

Theil-Index (vergleicht den Anteil der Gruppe *i* an der Population mit ihrem Anteil am Einkommen)

$$T = \sum_{i=1}^n s_i \left[\ln s_i - \ln \left(\frac{1}{n} \right) \right], 0 \leq T \leq \infty$$

mit *n* = Stichproben- oder Populationsumfang, *s_i* = Anteil am Einkommen
je höher der Theil-Index, desto egalitärer ist die Verteilung

Der Theil-Index wird häufig wegen seiner Additivitätseigenschaft verwendet, die die Zerlegung der Ungleichheit in eine Inter- und eine Intragruppenkomponente erlaubt. Wenn die Verteilung lognormal ist, entspricht der Theil-Index gerade der halben Varianz der logarithmierten Löhne (vgl. Sen 1973).

Standardabweichung der logarithmierten Löhne

$$S = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (\ln w - \ln \bar{w})^2}$$

mit w = Lohn, \bar{w} = mittlerer Lohn, n = Stichproben- oder Populationsumfang.
Je geringer die Standardabweichung, desto geringer die Lohnspreizung.

Schiefe (skewness)

Symmetrische Verteilungen haben eine »skewness« von Null, wohingegen negative Werte bei Verteilungen mit einem Median rechts vom arithmetischen Mittel liegen und eine »linksschiefe« Verteilung anzeigen.

Lohnregressionen

Werden zur Berechnung des Zusammenhanges zwischen unabhängigen Variablen und dem Lohn verwendet. In der Humankapitalgleichung werden Löhne z. B. durch Bildungsinvestitionen erklärt. So lassen sich »Bildungsrenditen« (vgl. Abschnitt 2.2) berechnen, die als wichtiger Indikator für die Attraktivität von Bildungsinvestitionen angesehen werden. Die unerklärte Streuung der Löhne kann zur Beurteilung der Effizienz von unterschiedlichen Lohnverhandlungssystemen verwendet werden (vgl. z. B. Teulings/Hartog 1998). Üblich ist die Verwendung von sogenannten Kleinst-Quadrate-Schätzungen, die immer durch die jeweiligen Mittelwerte laufen und deshalb stark von Extremwerten beeinflusst werden.

Quantilregressionen

laufen nicht durch den Mittelwert, sondern durch zuvor definierte Quantile (häufig verwendete Quantile sind der Median, oder andere Dezile) und minimieren die absolute Distanz, weshalb sie im Vergleich zu Kleinst-Quadrat-Regressionen (OLS) robuster gegenüber Extremwerten sind. Quantilregressionen können beispielsweise Bildungsrenditen für den Median (D5) ermitteln also für diejenigen, die beispielsweise kontrolliert für die Bildungsniveaus jeweils gerade den Medianlohn erhalten.

Mittlere Logarithmische Abweichung (MLD)

gibt die durchschnittliche Abweichung der jeweiligen Einkommen vom Gesamtdurchschnitt an

$$MLD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{\bar{w}}{w_i} \right)$$

mit w = Lohn, i = Subskript für das Individuum, n = Stichproben- oder Populationsumfang,
 \bar{w} = mittlerer Lohn.

3.3 Zu hohe Anspruchslöhne in Deutschland? Lohnabstandsgebot verletzt?

Alfred Boss (2001) vom Kieler Weltwirtschaftsinstitut hat die Sozialtransfers (Sozialhilfe und Wohngeld) verschiedener Arbeitnehmerhaushalte berechnet und den Nettoarbeitsentgelten gegenübergestellt (Tabelle 3.5). Bezugspunkt ist das durchschnittliche Nettoeinkommen eines Arbeiters der Leistungsgruppe 3 (ungernehte Tätigkeiten). In den Daten von Boss ist keine Verletzung des Lohnabstandsgebotes (Nichterwerbseinkommen sollen geringer als Arbeitseinkommen sein, damit sich Arbeit lohnt) erkennbar. Für einen ›Single‹ ist der Abstand mit rund 60% gewaltig. Selbst für Einverdiener-Ehepaare mit einem Kind ist noch immer ein deutlicher Nettoeinkommensabstand von rund 30%, der mit der Zahl der Kinder abnimmt, aber bei 3 Kindern immerhin noch rund 20% beträgt (vgl. Tabelle 3.5) festzustellen. Hat der geringere Lohnabstand kinderreicher Familien einen negativen Einfluss auf die Arbeitsbereitschaft? Markus Gangl (1998) findet, dass der Übergang von Sozialhilfe in Arbeit durch den geringeren Lohnabstand im Fall von Beziehern aus kinderreichen Haushalten sich nicht negativ auf deren Arbeitsaufnahmeverhalten auswirkt.

Auch bei Arbeitslosengeld II sind die Anreize zur Erwerbstätigkeit für alleinverdienende Familienoberhäupter geringer als für Singles und bekanntermaßen übersteigt der daraus Anspruchslohn in einigen Fällen den Marktlohn (vgl. Koch/Walwei 2005). Unter den Arbeitslosengeld-II-Beziehern gibt es dennoch einen nicht unerheblichen Anteil Erwerbstätiger, die Arbeitslosengeld-II als Aufstockung zu ihrem geringen Einkommen erhalten.

Zum Teil erhalten selbst Vollzeitbeschäftigte Aufstockung, weil ihr geringer Stundenlohn ihnen trotz Vollzeitarbeit kein Einkommen oberhalb der Grundsicherung erlaubt. So erhielten im Juni 2005 rund 390.000 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte eine Aufstockung ihres Arbeitseinkommens (Wagner 2006). Die Letzteren, aber auch die Teilzeiter mit Aufstockung sollte es eigentlich nicht geben, denn sie verhalten sich nicht ökonomisch rational könnten sie doch ein gleich hohes Einkommen auch ohne Arbeitseinsatz erzielen²⁹.

Richard Freeman und Ronald Schettkat (1998) haben einen Anspruchslohn aus Sozialhilfetransfer in Deutschland geschätzt und mit dem gesetzlichen US Mindestlohn verglichen, denn beide ziehen eine Lohnuntergrenze in den Arbeits-

²⁹ Auch Minijobs erlauben eine Aufstockung durch Arbeitslosengeld II (vgl. Wagner 2006).

markt ein. Das ueberraschende Ergebnis: Der Anspruchslohn liegt mit rund 33% in Deutschland relativ zum Durchschnittslohn ungefähr gleich auf mit dem gesetzlichen Mindestlohn in den USA.³⁰ In beiden Ländern gibt es also ungefähr gleich hohe relative Lohnuntergrenzen, obwohl die relative Qualifikationsdifferenz für die geringer Qualifizierten zum Durchschnitt in den USA höher ist als in Deutschland (vgl. Abschnitt 4).

Tabelle 3.5: Nettoarbeitsentgelt versus Transfereinkommen, 2001 früheres Bundesgebiet (in DM pro Monat)

| | Haushaltstyp | | |
|---|-----------------|--------------------------------------|---------------------------------------|
| | Single männlich | Ehepaar, 1 Kind nur Mann beschäftigt | Ehepaar 3 Kinder nur Mann beschäftigt |
| Transfers (Sozialhilfe + Wohngeld+Einmalzahlungen) | 1185 DM | 2504 DM | 3037 DM |
| Netto-Erwerbseinkommen (inkl. evtl. Transfers) | 2844 DM | 3658 DM | 4494 DM |
| In % des durchschnittlichen Nettoeinkommens eines Arbeiters (Leistungsgruppe 3) produzierendes Gewerbe (inkl. Transfers) | 41,7 | 68,5 | 81,2 |

Quelle: Berechnungen nach Boss (2001), Tabelle 25
Leistungsgruppe 3 der Arbeiter: Tätigkeiten mit nur kurzer Anlernzeit

3.4 Deutschland im Vergleich zu den USA

Ist die Lohnspreizung in Deutschland zu niedrig? Eine Möglichkeit zur Beantwortung dieser Frage sind international vergleichende Analysen, wobei die USA sich als »benchmark« anbieten, weil insbesondere die Arbeitsmarktinstitutionen dem freien Spiel der Marktkräfte nur vergleichsweise geringe Beschränkungen auferlegen. Internationale Vergleiche von Lohnverteilungen unter Berücksichtigung von Qualifikationsunterschieden sind problematisch, weil sie unterstellen, dass der Bildungserfolg eines Ausbildungsjahres in allen Ländern gleich ist. Internationale Klassifikationen von Bildungsabschlüssen (ISCED) sind auf formale,

30 In den 1980er Jahren hatte die Reagan-Administration den gesetzlichen Mindestlohn eingefroren, was zum Sinken des realen und relativen Mindestlohnes führte. 1979 entsprach der US Mindestlohn 48% des Median Vollzeiteinkommens und 1988 waren es nur noch 35% (vgl. Keese/Puymoyen 2001).

schulische Ausbildungen ausgelegt und berücksichtigen Besonderheiten wie das duale Ausbildungssystem nur unzureichend. Mit Hilfe der IALS-Daten haben Freeman und Schettkat (2001) für den USA-Deutschland-Vergleich Qualifikationsäquivalente entwickelt, die das Niveau arbeitsmarktrelevanter Qualifikationen abbilden.³¹ In einer einfachen Regression der logarithmierten Löhne auf die Qualifikationsäquivalente kommen sie zu dem Ergebnis, dass in beiden Ländern die Standardabweichung durch die Bildungsäquivalente um rund 15% reduziert wird, der größte Teil der Lohnstreuung also innerhalb der Qualifikationsäquivalente zu finden ist (vgl. Tabelle 3.6). Im Vergleich der USA und Deutschlands zeigt sich aber, dass die Intragruppen-Variation dort insbesondere bei höheren Qualifikationen sehr viel höher ist. Dan Devroye und Richard Freeman (2001) ermitteln auf Basis der IALS-daten, dass selbst in eng definierten Qualifikationsgruppen die Lohnstreuung in den USA höher ist als im Durchschnitt von Schweden, den Niederlanden und Deutschland.

Betrachtet man die Lohnabstände zwischen den Qualifikationsäquivalenten, so findet man für Deutschland einen deutlich größeren Lohnabstand (0,29 Logarithmuspunkte) zwischen dem ersten (›ungelernt‹) und zweiten (›Berufsausbildung‹) Qualifikationsäquivalent als in den USA (0,17 Logarithmuspunkte). Im oberen Qualifikationssegment sind die Bildungsrenditen in den USA höher als in Deutschland. In Deutschland sind die ökonomischen Anreize für Bildungsinvestitionen bis zum ›Facharbeiter‹ also höher als in den USA. Oder anders ausgedrückt: Wer in Deutschland nicht mindestens einen Berufsabschluss erwirbt, muss mit deutlich geringeren Einkommen rechnen. Höhere Bildungsabschlüsse werden in den USA höher belohnt, aber das hohe Einkommensrisiko von Bildungsinvestitionen abzulesen an der hohen Lohnstreuung innerhalb der Qualifikationsäquivalente reduziert die ökonomischen Anreize für Bildungsinvestitionen (vgl. Tabelle 4.1).

Joachim Möller (2005, Möller et al. 2003, 2006) analysiert die Lohnverteilungen in den USA und Westdeutschland mit Daten des Current Population Survey (CPS) und der IABS und widerlegt ebenfalls die gängige These einer übermäßigen Lohnkompression am unteren Ende der deutschen Lohnskala. Möller

31 Legt man Schuljahre zugrunde, so haben die USA eine deutlich höhere Qualifikationsniveau als Deutschland, was aber nicht mit den IALS-Daten korrespondiert (vgl. Freeman/Schettkat 2001), weshalb Analysen, die auf Ausbildungsjahren basieren verzerrt sind.

Für eine Definitione der Qualifikationsäquivalente vgl. Tabelle 4.1.

32 Die Beschränkung auf vollzeiterwerbstätige Frauen reduziert die Lohnspreizung (vgl. Fußnote 3).

zeigt, dass der Abstand zwischen dem Medianeinkommen der vollzeiterwerb-
 ständigen Frauen³² in Deutschland größer ist als in den USA, wobei der Median der
 Frauenlöhne in beiden Ländern exakt 85% des Gesamtmedians beträgt. Der Medi-
 anlohn deutscher Frauen ist also relativ zum mittleren Gesamtlohn nicht nach oben
 verzerrt. Tabelle 3.7 zeigt, dass die Spreizung der Lohnverteilung in Deutschland
 insgesamt zwar geringer ist als in den USA, dass dieses aber vor allem auf den
 oberen Bereich der Lohnverteilung und die auch am unteren Ende deutlich gerin-
 gere Spreizung der Männerlöhne zurückzuführen ist. Anders als in den Analysen
 von Blau und Kahn ist die Differenz zur Lohnverteilung in den USA im oberen
 Lohnbereich größer als im unteren Lohnbereich. Zudem zeigt sich auch hier deut-
 lich, dass Begrenzungen der Analysen auf vollzeitbeschäftigte Männer die Lohn-
 verteilung in Deutschland komprimierter erscheinen lassen, als sie tatsächlich ist.

Tabelle 3.7: Dezile der Lohnverteilung in den USA und West-Deutschland, 2001

| | USA | D (Westdeutschland) |
|--------------|------------------|---------------------|
| | Insgesamt | |
| D9/D1 | 4.30 | n.a. |
| D8/D1 | 3.30 | 2.52 |
| D9/D5 | 2.15 | n.a. |
| D8/D5 | 1.64 | 1.42 |
| D5/D1 | 1.99 | 1.74 |
| | Männer | |
| D9/D1 | 4.39 | n.a. |
| D8/D1 | 3.31 | 2.2 |
| D9/D5 | 2.14 | n.a. |
| D8/D5 | 1.61 | 1.43 |
| D5/D1 | 2.06 | 1.54 |
| | Frauen | |
| D9/D1 | 3.95 | 3.31 |
| D8/D1 | 3.07 | 2.78 |
| D9/D5 | 2.06 | 1.63 |
| D8/D5 | 1.60 | 1.34 |
| D5/D1 | 1.92 | 2.03 |

Quelle: Berechnungen basieren auf Daten von Möller 2005
 Vollzeiterwerbstätige, 25-55 Jahre, Tagesverdienste

Nach der Möller-Analyse ist die ›Lohnkompression‹ in Deutschland am unteren Ende der Lohnskala so gering oder so hoch wie in den USA. Verstärkend kommt hinzu, dass Möller Qualifikationsunterschiede nicht berücksichtigt, weshalb – kontrolliert für Qualifikationen – die Lohnverteilung in Deutschland im unteren Lohnbereich eher weiter als in den USA sein sollte (Freeman/Schettkat 2001, siehe oben). Ein Befund, der offenbar in der deutschen Debatte um einen Niedriglohnssektor noch nicht ausreichend zur Kenntnis genommen wurde.

Bemerkenswert ist die Differenz von 0,53 Punkten zwischen D9/D5 und D8/D5 also zwischen dem Lohn des neunten Dezils und des achten Dezils relativ zum Medianlohn bei den amerikanischen Männern (vgl. Tabelle 3.7). Der Lohnsprung am oberen Ende der US Lohnverteilung ist also sehr groß und entspricht 46% der Lohndifferenz zwischen dem neunten Dezil und dem Median. Umgekehrt ausgedrückt: ungefähr die Hälfte der amerikanischen Lohnspanne bei den Männern wird durch die extrem unterschiedlichen Löhnen unter den männlichen Spitzenverdienern erzeugt.

Zeitraumbezogene Analysen (Dew-Becker/Gordon 2005) zeigen, dass in den USA nur die oberen 10 Prozent der Einkommensverteilung ein Einkommenszuwachs erzielten, der den gesamtwirtschaftlichen Durchschnitt übertraf. Zudem hat noch die Einkommensungleichheit unter den ›Top-Ten‹ dramatisch zugenommen. Von 1997 bis 2001 gingen etwa 50% des Einkommenszuwachses in den USA an die ›Top-Ten‹, wovon die 1% höchsten Einkommen nahezu die Hälfte erhielten. Im Vergleich dazu: die 20% der niedrigsten Einkommen erhielten 2% des Einkommenszuwachses (Dew-Becker/Gordon 2005, Figur 8). Dew-Becker und Gordon argumentieren, dass »Ökonomen zu viel Gewicht auf den qualifikationsverzerrten technologischen Wandel und der zugenommenen Schiefe der Einkommensverteilung bei den Spitzeneinkommen insbesondere dem bestverdienenden 1 Prozent zu wenig Bedeutung beigemessen haben.«³³ Die Autoren geben zwei sich ergänzende Erklärungen für diese Entwicklung: ›economics of superstars‹ (explodierende Gehälter der Vorstände) und den Wettbewerbsdruck am unteren

33 »Economists have placed too much emphasis on »skill-biased technical change« and too little attention to the sources of increased skewness at the very top, within the top 1 percent of the income distribution.«

ren Ende der Einkommensskala durch rückläufigen Gewerkschaftseinfluss, Immigration und globalen Wettbewerb.³⁴

Mindestlohn beeinflusst die US-Verteilung deutlich

DiNardo/Fortin/Lemieux (1995) haben die US-Lohnstruktur mit Hilfe von Kernel-Dichte-Funktionen (vgl. Box 3.2) analysiert und finden einen deutlichen Einfluss des in den 1980er Jahren deutlich gesunkenen realen US-Minimumlohnes auf die Lohnspreizung, was vor allem in der Lohnverteilung der amerikanischen Frauen sichtbar wird (vgl. auch Lee 1999). In den Kerneldichtefunktionen (vgl. Box 3.2) zeigen sich hohe Dichtewerte bei den jeweiligen Mindestlöhnen, wenn diese zuvor angehoben wurden. In den Folgejahren nehmen diese Häufigkeitskonzentrationen ab oder verschwinden sogar. Die höhere Dichte nach Anhebung der Mindestlöhne ist ein Indiz dafür, dass Jobs mit Löhnen unterhalb des neuen Mindestlohnes nicht einfach wegfallen, sondern vielmehr auf den Mindestlohn angehoben werden. Anders ausgedrückt: Die Beschäftigten wurden zuvor offenbar nicht exakt mit ihrem Grenzwertprodukt entlohnt, sondern es gibt einen Spielraum bei der Lohnfestsetzung (Card/Krueger 1995).

DiNardo et al. (1995) finden, dass der Anteil der Beschäftigten näher am Median mit sinkenden realem Mindestlohn abnimmt, während der Schwanz am unteren Rand der Verteilung deutlich zunimmt. Die Stauchung der US-Lohnstruktur wird also durch den sinkenden Mindestlohn vermindert. Zugleich weist die Abnahme der Besetzung der Lohngruppen näher am Median, aber auch auf die zumindest sehr begrenzten – wenn sie denn überhaupt eintreten – Beschäftigungsgewinne durch sinkenden Mindestlöhne hin. Die Verschiebungen der Lohnverteilung deuten eher auf starke Verteilungseffekte, aber nur geringe Beschäftigungseffekte der Mindestlohnvariationen in den USA hin. Insofern ist auch die oben zitierte Hoffnung des SVR durch eine Auffächerung des Lohnspektrums nach unten Beschäftigungsgewinne erzielen zu wollen durch die amerikanischen Analysen jedenfalls nicht begründet.

34 Merz/Hirschel/Zwick (2005) ermitteln mit der Steuerstatistik auch für Deutschland drastische Unterschiede im Nettoeinkommen: Die D9/D1 Relation beträgt hier unter den abhängig Beschäftigten rund 30 und für P95/P05 sogar mehr als 80 (im Vergleich die entsprechenden Werte des SOEPs sind rund 12 bzw. 17). Bach/Corneo/Steiner (2005) ermitteln mit derselben Datenbasis ebenfalls Bruttoeinkommen aus Arbeit für Dezile, die deutlich über denen der Lohnstatistiken liegen, aber auch durch unterschiedliche Arbeitszeiten beeinflusst werden. (1992: D9/D1 = 26,7, D9/D2 = 7,68, D9/D5 = 2,17, D5/D2 = 3,54 berechnet nach Tabelle A1).

In ihrer Analyse auf der Basis von Mikrodaten finden Card/Kramarz/Lemieux (1996) für die USA, Kanada und Frankreich die starke Zunahme der Lohnungleichheit in den USA, gar keine Veränderung der Lohnungleichheit in Frankreich³⁵ und eine mittlere Reaktion in Kanada. Aber entgegen ihren Erwartungen finden sie praktisch keine Evidenz für die Wirkungen dieser unterschiedlichen Lohnrends auf Beschäftigung. Die gering Qualifizierten sind von Arbeitslosigkeit in den USA relativ genauso betroffen wie in Frankreich (vgl. auch Abschnitt 4).

35 Frankreich hat einen relativ hohen gesetzlichen Mindestlohn von rund 50% des Medianlohnes (vgl. Card/Kramarz/Lemieux 1996)

4 Beschäftigungswirkung von Lohnstrukturen

Welche Beschäftigungswirkungen haben ›falsche‹ Lohnstrukturen? Kosten Mindestlöhne Jobs oder wird durch sie die Lohnstruktur lediglich verschoben oder gestaucht? Wie oben diskutiert ist die Identifikation ›falscher‹ Lohnstrukturen außerordentlich schwierig, aber »Gleichwohl wird in der Öffentlichkeit ständig der Eindruck einer wenig differenzierten Lohnstruktur zu vermitteln versucht.« (Franz 1995: 32). Ein Beispiel: »In einem Land, dass Lohnflexibilität am unteren Ende institutionell verhindert, wird man einen niedrigen Prozentsatz gering bezahlter Jobs erwarten. Genau dieses kann beobachtet werden. Definiert man niedrig bezahlte Arbeiter als solche, die weniger als zwei Drittel des Medianlohnes verdienen, variieren die Prozente niedrig bezahlter Arbeiter an der Gesamtbeschäftigung deutlich mit der Lohn dispersion, von 5,2 Prozent in Schweden bis 25 Prozent in den USA (Belgien 7,2, Niederlande 11,9, Italien 12,5, Deutschland 13,3, Frankreich 13,3, Vereinigtes Königreich 19,6; OECD 1996, Tabelle 3.2).« (Siebert 1997)³⁶ Das wird so oft wiederholt, dass diese Aussage nicht mehr hinterfragt wird, aber sie ist dennoch alles andere als ein Beleg für die Lohnkompressionshypothese. Alan Krueger und Jörn-Steffen Pischke (1997) weisen Siebert, den ehemaligen Präsidenten des Kieler Weltwirtschaftsinstituts und Ex-Wirtschaftsweisen, lapidar darauf hin, dass sich dieses Muster genau auch dann ergibt, wenn von Lohnuntergrenzen gar keine negativen Beschäftigungseffekte ausgehen. Selbstverständlich nehmen die Beschäftigungsanteile bei engeren Lohnverteilungen mit dem Abstand zum Median ab. Das ist genau die Definition einer engeren Verteilung. Sieberts scheinbarer Beleg einer negativen Beschäftigungswirkung weniger gespreizter Lohnverteilungen ist inhaltsleer, aber sicher eindrucksvoll in Talk-shows zu benutzen. Natürlich ist zur Beurteilung der Lohnstruktur auch die Qualifikationsverteilung zu berücksichtigen, die in Europa sehr viel weniger gespreizt ist als in den USA (vgl. weiter unten).

36 »A country which institutionally prohibits flexible wages at the lower end can be expected to have a low percentage of employment in low-paid jobs. This is exactly what can be observed. Defining low-paid workers as those who earn less than two-thirds of the median wage, the percentage of low-paid workers in total employment varies noticeably with the dispersion of earnings, from 5.2 percent in Sweden to 25 percent in the U.S. (Belgium 7.2, Netherlands 11.9, Italy 12.5, Germany 13.3, France 13.3, United Kingdom 19.6; OECD 1996, Table 3.2)« (Siebert 1997).

Die OECD ermittelt mit aggregierten Daten eine signifikant negative Korrelation zwischen Lohnspreizung (gemessen durch die D9/D1-Relation der Löhne vollzeitbeschäftigter Männer) und Arbeitslosigkeit und eine positive Korrelation mit der Beschäftigungsquote in OECD-Ländern (Employment Outlook 2004). Zudem findet die OECD eine positive Korrelation von D5/D1-Relationen (ebenfalls gemessen durch die Löhne vollzeitbeschäftigter Männer) und gruppenspezifischer Arbeitslosigkeit von jungen und älteren Männern sowie Frauen. Obwohl die Lohnrelationen nicht gruppenspezifisch sind, weist das Ergebnis nach Meinung der OECD auf einen Ausschluss ›marginaler‹ Gruppen durch Lohnkompression hin (ähnlich Bertola/Blau/Kahn 2000, 2001). Aus diesen Analysen folgert die OECD, dass die Ergebnisse insgesamt den theoretisch erwarteten negativen Beschäftigungseffekt von Lohnkompression bestätigen: »Furthermore the apparent trade-off between a strong employment performance and a more equal distribution of earnings appears to have worsened, consistent with relative labor demand having shifted towards high-skilled workers« (OECD 2004, 129). Im Wesentlichen sieht die OECD also hiernach ihre Empfehlungen aus der OECD »Jobs Study« (OECD (1994) bestätigt.

Natürlich ist schon die Verwendung der Lohnspreizung vollzeitbeschäftigter Männer als Erklärungsvariable für Arbeitslosigkeit und Beschäftigung insgesamt problematisch, setzt sie doch die in Abschnitt 3 widerlegte Annahme voraus, dass diese Lohnspreizung repräsentativ für die Lohnspreizung insgesamt und für spezifische Gruppen ist. Insbesondere für Frauen in Deutschland ist diese Annahme aber sicher nicht gerechtfertigt, wie die Analysen von Möller und die Daten der EU-Kommission zeigen (siehe Tabelle 3.2). Unbegreiflich wird die OECD-Schlussfolgerung aber, wenn im gleichen Artikel auf eine ganze Reihe mikroökonomischer Analysen verwiesen wird, die den negativen Beschäftigungseffekt einer engeren Lohnverteilung nicht bestätigen. »Indeed, it appears that the majority of international studies using micro data to test whether the relative employment performance of low-skilled workers was worse in countries where the wage premium for skill was more rigid have not verified this thesis (e.g. Card et al., 1996; Freeman and Schettkat, 2000; Krueger and Pischke, 1997; Nickell and Bell, 1995).« (OECD 2004: 142).

Wie sind die ausbleibenden negativen Beschäftigungseffekte von Lohnkompression in den oben zitierten mikroökonomischen Analysen erklärbar? Messprobleme, wie in Abschnitt 3 diskutiert, dürften die OECD-Analysen auf aggregierter Ebene stärker beeinflussen als die zitierten mikroökonomischen Studien. Einerseits mag es sein, dass die Löhne nicht nach dem Wertgrenzprodukt bestimmt

werden und ein Lohnspielraum besteht, weshalb engere oder weitere Lohnspreizungen keine direkten Beschäftigungswirkungen haben. Aber andererseits können die nationalen Lohnspreizungen auch Produktivitätsdifferenzen zwischen den Ländern repräsentieren, denn die Aggregatdatenanalysen der OECD unterstellen ja implizite gleiche nationale Produktivitäts- bzw. Qualifikationsverteilungen. Mit anderen Worten, es müssen die Qualifikationsdifferenzen berücksichtigt werden, wenn man sinnvoll die Lohnspreizung interpretieren will. So argumentieren Acemoglu/Pischke (1998) und Pischke (1998, 2004) angesichts ausgeprägterer Fortbildung in Europa, dass höhere Löhne für geringer qualifizierte Arbeitnehmer – die aber Fortbildungen erhalten haben – gerechtfertigt sind, weil die geringeren Lohnabstände mit den geringen Produktivitätsabständen kompatibel sind. Mit anderen Worten: Gering qualifizierte europäische Arbeitnehmer sind leistungsfähiger als ihre amerikanischen Kollegen. Auch die Erstausbildungsqualifikationen können selbstverständlich variieren und zudem kann der technische Fortschritt in Europa auch weniger qualifikationsverzerrt sein als in den USA.³⁷

Analysen auf Basis der IALS-Daten deuten in der Tat auf ein höheres Qualifikationsniveau ungelernter Arbeitnehmer in Europa im Vergleich zu den USA hin (vgl. Tabelle 4.1). Im Qualifikationsäquivalent I beträgt die durchschnittliche »literacy-score« der Beschäftigten in den USA 245 im Vergleich zu 278 in Deutschland. Dieser deutliche Unterschied vermindert sich in den folgenden Qualifikationsäquivalenten und kehrt sich zugunsten der USA in den höheren Qualifikationsäquivalenten um. Umso erstaunlicher ist aber das von Freeman und Schettkat (2001) festgestellte höhere Lohndifferenzial zwischen »Ungelernten« (Qualifikationsäquivalent I) und »Facharbeitern« (Qualifikationsäquivalent II) für Deutschland im Vergleich zu den USA (vgl. Tabelle 4.1). Wer in Deutschland nicht mindestens einen Berufsabschluss hat, muss mit erheblichen Lohneinbußen rechnen. Erschwerend kommt hinzu, dass die Arbeitsorganisation in Deutschland am »Facharbeitermodell« ausgerichtet ist. In jedem Wirtschaftszweig ist in Deutschland der Anteil des Qualifikationsäquivalentes II höher als in den USA, wo die Qualifikationsäquivalente I (ungelernt) und III/IV (Hochschulabschlüsse) deutlich stärker besetzt sind, was auf fundamental unterschiedliche Formen der Arbeitsorganisation hinweist (vgl. Freeman/Schettkat 1999a).

37 Diese Hypothese ist sehr klar in Hamermesh (1993) in einem Abschnitt zur dynamischen Arbeitsnachfrageanalyse dargestellt, wo Lohnprämien für qualifizierte Arbeit den technischen Fortschritt zuungunsten höherer Qualifikationen beeinflussen und damit die Nachfrage nach geringer qualifizierter Arbeit stimulieren (vgl. auch Acemoglu (2002a, b).

Allerdings können Unterschiede in den Qualifikationsverteilungen nur einen Teil der Unterschiede in den Lohnverteilungen erklären, denn der größte Teil der internationalen Differenzen findet sich in den Qualifikationsgruppen (vgl. oben Abschnitt 3). Das wird auch in Tabelle 4.1 an den Standardabweichungen der »Skill-Scores« deutlich, die in den USA deutlich höher sind als in Deutschland. Wie sind die unterschiedlichen Streuungen sogar innerhalb eng definierter Qualifikationsgruppen zu interpretieren? Man kann argumentieren, dass eine weite Streuung auf eine heterogene Gruppenzusammensetzung hinweist. Jeder wird nach seinem Grenzwertprodukt entlohnt, welches aber auch durch nicht beobachtete Variablen beeinflusst wird. Man kann argumentieren, dass die Lohnstreuung innerhalb der Qualifikationsgruppen durch Friktionen am Arbeitsmarkt entsteht, die letztlich zu Mobilität führen (Mortensen/Pissarides 1999). Schließlich kann man argumentieren, dass die Lohnstreuung in den Qualifikationsgruppen Abweichungen vom Grenzwertprodukt repräsentiert, die entweder auf Markunvollkommenheiten (wie monopsonistische Arbeitsnachfrage, Manning 2003) oder institutionellen Einflüssen beruhen.

Tabelle 4.1: Qualifikationsäquivalente, Literacy-Scores und Lohnspreizung in den USA und Deutschland

| Qualifikations- äquivalent | USA | | | | | Deutschland | | | |
|-------------------------------|----------------------------|--|--|---------------------|------------|----------------------|--|--|---|
| | Abschluss | Beschäftigungsanteil abweichung In scores) | Skill core (Standard- [In-Punkte] (Standard- abweichung In (Löhne)) | Lohnabstand zu I | Schuljahre | Beschäftigungsanteil | Skill core (Standard- abweichung In scores) | Lohnabstand zu I (In-Punkte) (Standard- abweichung In(Löhne)) | Abschluss |
| I | 9 th grade | 45 | 245 (.327) | 0 (.400) | < = 9 | 16 | 278 (.173) | 0 | Kein Abschluss; |
| | 10 th grade | | | | 10 | | | | Hauptschule; |
| II | 11 th grade | 30 | 294 (.178) | 0.17 (.411) | 11 | 69 | 300 (.123) | 0.28 (.290) | Hauptschule + Realschule |
| | Highschool- graduate | | | | 12 | | | | Hauptschule + Lehre; |
| | Some college, no degree | | | | 13 | | | | Realschule + Lehre; |
| III | Associate degree | 17 | 322 (.204) | 0.50 (.391) | 14 | 7 | 311 (.157) | 0.60 (.200) | Hauptschule + Meister; |
| | Bachelor | | | | 15 | | | | Realschule + Meister |
| IV | Master oder höher | 8 | 331 (.164) | 0.73 (.361) | 16 | 8 | 327 (.114) | 0.61 | Fachhochschule; |
| | | | | | 17 | | | | Fachhochschule; Abitur + Fachhochschule |
| | | | | | 18 + | | | | Universitäts- abschluss |

Quelle: Freeman/Schettkat 2001, Bevölkerung von 20-65 Jahre, Skill-Scores berechnet auf Basis von IALS (OECD 1997), andere Werte CGAS (Freeman/Schettkat 1999a).

Wenn der deutsche Sachverständigenrat (SVR 2000, Ziffer 419) nicht nur »Lohnkompression« für die Arbeitslosigkeit gering qualifizierter Arbeitnehmer verantwortlich macht, sondern auch optimistisch von einer positiven Beschäftigungswirkung sinkender relativer Löhne für gering qualifizierte Arbeit schreibt, muss er entweder an die Erschließung potenzieller Produktnachfrage durch niedrigere Löhne und Preise oder an die Substitution von höher qualifizierter durch geringer qualifizierte Arbeit denken. Im ersten Fall hängt der beschäftigungspolitische Erfolg vor allem von der Höhe der Preissenkung und der Preiselastizität der Produktnachfrage ab. Im zweiten Fall ist die Substituierbarkeit von Arbeit unterschiedlicher Qualifikation entscheidend.

Ganz überwiegend vernachlässigt der SVR die Bedeutung der Produktnachfrage für Beschäftigung und die sich daraus ergebenden Beschäftigungsrestriktionen. In Bezug auf die Beschäftigungswirksamkeit einer Lohndifferenzierung ist ein Zitat aber doch bemerkenswert: »In anderen Bereichen, wie etwa in der Entsorgungswirtschaft und bei den Apotheken, sind die Einsteigertarife deutlich niedriger (um 25 v.H. beziehungsweise um bis zu 20 v.H.), allerdings sind hier die Möglichkeiten für zusätzliche Beschäftigung naturgemäß begrenzt.« (SVR 2001: Ziffer 410) Offenbar geht der SVR hier von einer geringen Substitutionselastizität und von einer Produktnachfrage aus, die nur entweder nur wenig auf mögliche Preissenkungen reagiert³⁸, oder von einem Preissetzungsverhalten, dass die Kostenvorteile nicht an die Verbraucher weiter gibt.

In welchen Wirtschaftszweigen ist der Anteil gering entlohnter Arbeit besonders hoch, so dass eine Lohnsenkung gering qualifizierter Arbeit spürbare Preiseffekte zeitigen kann? Der Anteil von Beschäftigten mit einer Entlohnung von weniger als zwei Drittel des Medianlohnes von mehr als 50 Prozent findet man in den Wirtschaftszweigen: »private Haushalte«, »Essen, Trinken, Pflege«, »personenbezogene Dienstleistungen«, »Gebäudereinigung« und »Einzelhandel« (vgl. Freeman/Schettkat 1999a). Hier könnte die Ausweitung der Lohnspreizung am unteren Ende spürbare Beschäftigungseffekte zeitigen, aber bei den Wirtschaftszweigen »Essen, Trinken, Pflege« und »Einzelhandel« gehen auch erhebliche Vor

38 Preise sind eine Funktion der Kosten mit einem Aufschlag (mark-up) und Preisänderungen ergeben sich aus: $\Delta \ln(p) = a \Delta \ln(w)$, wobei a der Anteil der relevanten Gruppe an den gesamten Lohnkosten ist. Die Nachfrage hängt vom Preis ab ($q = Q(P)$) und Preisänderungen verändern die Nachfrage entsprechend durch: $\Delta \ln(q) = h \Delta \ln(p)$. Der Beschäftigungseffekt ergibt sich aus der Absatzerhöhung abzüglich der Produktivitätssteigerung: $\Delta \ln(E) = \Delta \ln(q) - \Delta \ln(A)$. Zusammengefasst ergibt sich für die Beschäftigungsänderung: $\Delta \ln(E) = h a \Delta \ln(w) - \Delta \ln(A)$.

leistungen in die Preise ein, was denn Preiseffekt mindern wird. Insbesondere im Einzelhandel dürfte die Beschäftigung wesentlich vom Umsatz abhängen (vgl. Glyn et al. 2006).

Und der Einpacker im Supermarkt? Ist der kein Beispiel, dass relative Löhne Beschäftigung beeinflussen? Der ist weniger ein Beispiel für die Substitution von höher qualifizierter Arbeit durch geringer qualifizierte Arbeit (es geht nicht darum einen hochqualifizierten Packer durch zwei geringer qualifizierte Packer zu ersetzen), sondern vielmehr ein Beispiel für unterschiedliche Produkte. Einpacken und Transport der Ware zum Auto oder ins Haus sind ein anderes Produkt als Selbstbedienung und hier ist die Frage, ob die privaten Haushalte bereit sind, diese Leistungen zu kaufen und wenn ja zu welchem Preis.³⁹ Es geht hier also um die Nachfrage privater Haushalte, die neben den Preisen von zahlreichen Faktoren wie Arbeitszeiten, Einkommen, Familiensituation, Wohnumfeld u.a.m abhängt (vgl. Freeman/Schettkat 2005).

Die andere Möglichkeit zur Verbesserung der Beschäftigungslage geringer qualifizierter Arbeit besteht in der Verschiebung der Arbeitseinsatzrelationen weg von höher qualifizierter Arbeit. Tabelle 4.2 gibt eine Übersicht über einige Schätzungen der Eigenlohnelastizitäten gering qualifizierter Arbeit sowie von Kreuzlohnelastizitäten (die Auswirkung der Lohnerhöhung qualifizierte Arbeit auf die Nachfrage nach geringer qualifizierter Arbeit) für Deutschland. Die Ergebnisse von Fitzenberger/Franz bzw. Fitzenberger beruhen auf umfangreichen Datenarbeiten der Kombination von IAB-Beschäftigtenstichprobe und wirtschaftszweigspezifischen Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (Fitzenberger 1999). Der Vergleich der Schätzungen von Fitzenberger/Franz (1998) und Fitzenberger (1999), die jeweils ohne und mit Berücksichtigung der Lohnspreizung innerhalb der Qualifikationsgruppen⁴⁰ durchgeführt wurden, zeigt die außerordentliche Sensitivität der Schätzer. Die Eigenlohnelastizitäten gehen bei Berücksichtigung der Lohndispersion innerhalb der Gruppen stark zurück und sind nur bei Fitzenberger für »Bau« und »EDV« bei beiden Spezifikationen gleich. Im Vergleich der beiden Studien sind die Eigenlohnelastizitäten teilweise höher, teilweise niedriger. Plausibel sind die Eigenlohnelastizitäten in Wirtschaftszweigen

39 Die Leistungen des Packers sind zwar meist in den Preisen enthalten, aber in vielen amerikanischen Supermärkten steht ein Lieferservice bereit, der separat zu bezahlen ist. Die Expansion der Walmart-Märkte in den USA deutet allerdings daraufhin, dass auch dort die private Nachfrage preissensibel ist. Der hiesige Run auf Discounter, die sich durch geringen Komfort und Service auszeichnen, geht in eine ähnliche Richtung.

40 Vgl. zu den Lohnspreizungen innerhalb der Gruppen 3.

mit relativ hohem Anteil geringer qualifizierter Arbeitnehmer. Bau und Handel sind nach den Ergebnissen von Fitzenberger/Fanz und Fitzenberger offenbar Wirtschaftszweige mit einer hohen Eigenlohnelastizität geringer qualifizierter Arbeit. Addison et al. (2005) ermitteln insbesondere für den aggregierten Dienstleistungssektor relativ hohe Eigenlohnelastizitäten für gering qualifizierte Arbeit.

Tabelle 4.2: Einige Schätzungen von Eigenlohn- und Kreuzlohnelastizitäten in Deutschland

| Autor | Datenbasis | Wirtschaftszweig | Eigenlohnelastizität | |
|--|--|---|----------------------------|-------------------------------|
| | | | Ohne | Mit |
| | | | Lohnspreizung | |
| Fitzenberger, Franz (1998) | 1998 IABS, VGR Vollzeidlöhne | Chemie | -0.47 | -0.27 |
| | | Maschinenbau | -3.90 | -0.11 |
| | | EDV | -0.40 | -0.13 |
| | | Bau | -1.92 | -1.23 |
| | | Handel | -2.18 | -1.33 |
| | | Versicherung | -2.11 | -1.31 |
| Fitzenberger (1999) | IABS, VGR Vollzeidlöhne | | ohne | mit |
| | | | Lohnspreizung | |
| | | Chemie | -0.97 | -0.88 |
| | | Maschinenbau | -0.98 | -1.00 |
| | | EDV | -0.98 | -1.00 |
| | | Bau | -1.57 | -1.40 |
| | | Handel | -4.67 | -1.55 |
| Versicherung | -1.68 | -1.51 | | |
| | | | Ungelernte Arbeiter | Ungelernte Angestellte |
| Addison/Bellmann/Schank/Teixeira (2005) | LIAB, Linked Employer Employee Datensatz | Verarbeiten- des Gewerbe Dienstleistung- gen | -0.47 | -2.09 |

Quelle: siehe Literaturliste

Schätzungen von Lohnelastizitäten stellen hohe Anforderungen an die Daten und sind sensitiv gegenüber den verwendeten Schätzverfahren, was die stark abweichenden Ergebnisse erklären kann. Zu bedenken ist auch, dass zunehmende Beschäftigung gering qualifizierter Arbeit kaum zu beobachten ist, weshalb die Interpretation der Lohnelastizitätsschätzer im Sinne einer durch Lohnreduzierung ausgelösten Beschäftigungsexpansion auf Basis der Symmetriannahme erfolgen muss. Annahmen sind häufig notwendig, aber bei fehlender empirischer Stützung

sollten sie nur mit Vorsicht verwendet werden. Ist der Beschäftigungsrückgang gering qualifizierter Arbeit vor allem auf den technologischen Fortschritt und weniger auf Lohnkompression zurückzuführen, dann ist die Symmetrieannahme, die den Empfehlungen des SVR zugrunde liegt, inadäquat.

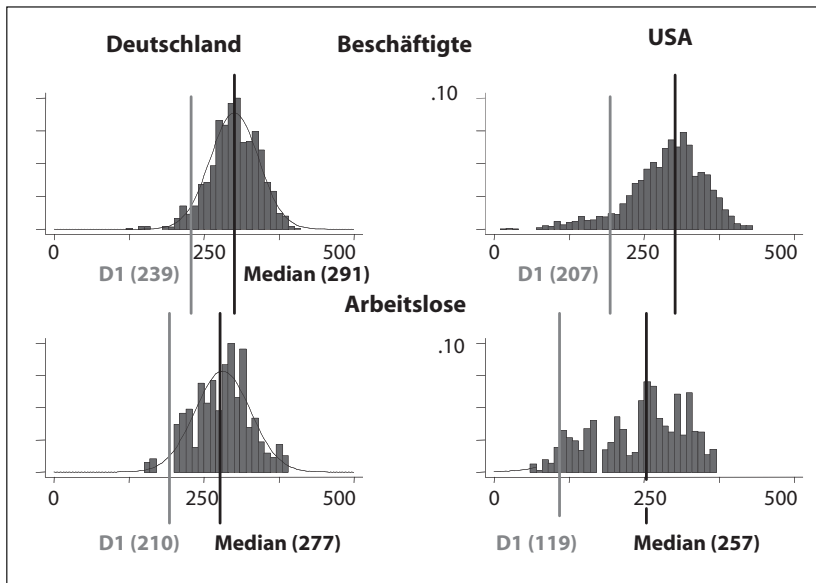
Anlass zur Vorsicht bei Anwendung der auf der Lohnkompressionshypothese beruhenden Politikempfehlungen gibt auch ein Vergleich der Qualifikationsstruktur von Beschäftigten und Arbeitslosen in einem Land mit vermeintlich flexibler Lohnstruktur (USA) und einem Land mit starrer Lohnstruktur (Deutschland). Nach der Lohnkompressionshypothese sollte im Land mit unflexiblen Löhnen die Qualifikationsstruktur der Arbeitslosen deutlich schlechter als die der Beschäftigten sein, denn Arbeitslosigkeit entsteht nach dieser These durch Lohnforderungen, die oberhalb der Produktivität gering qualifizierter Arbeitnehmer liegen. Im Land mit flexibler Lohnstruktur sollten Beschäftigte und Arbeitslose hingegen ungefähr gleich gut qualifiziert sein.

Die Arbeitsorganisation lässt einen gewissen Spielraum für die Substitution verschiedener Qualifikationen zu, der langfristig sicher größer als in der kurzfristigen Betrachtung, aber dennoch begrenzt ist. Freeman und Schettkat (1999a) haben im deutsch-amerikanischen Vergleich auf Basis der CGAS Database einen im Vergleich zur Bundesrepublik höheren Einsatz gering qualifizierter Arbeit in den USA bei einem gleichzeitig höheren Anteil Höchstqualifizierter in allen Wirtschaftszweigen gefunden, während in der Bundesrepublik niedrig und höchst qualifizierte relativ zu mittleren Qualifikationen geringe Beschäftigungsanteile aufweisen. Im Ergebnis zeigt sich aber, dass die durchschnittlichen Löhne in den einzelnen Wirtschaftszweigen in den USA und Deutschland nahezu identisch sind.

Wenn die Behauptung der Lohnkompressionshypothese richtig ist, dass eine weitere Lohnspreizung geringer qualifizierte Arbeitslose in das Beschäftigungssystem integrieren kann, dann sollte in den USA die Qualifikationsverteilung der Beschäftigten ungefähr der der Arbeitslosen entsprechen, denn Arbeitslose sollten nach dieser These ja nicht selektiert sein. In Deutschland sollten sich aber deutliche Qualifikationsunterschiede zwischen Arbeitslosen und Beschäftigten auf tun, weil nach der Lohnkompressionshypothese die geringer qualifizierten Arbeitnehmer aus Beschäftigung hinausgepreist werden. Abbildung 4.1 zeigt die Qualifikationsverteilungen für die Beschäftigte im oberen Teil und für Arbeitslose im unteren Teil.

Im Durchschnitt haben die Beschäftigten in Deutschland und den USA gleich hohe Qualifikationswerte (der Median beträgt auf der von 0 bis 500 reichenden Skala 291 bzw. 292 Punkte), aber es zeigen sich deutlich unterschiedliche Verteilungen. Während die Qualifikationsstruktur in Deutschland fast symmetrisch ist und eine vergleichsweise geringe Varianz aufweist, ist die amerikanische Verteilung sehr viel stärker gespreizt. Arbeitslose haben in beiden Ländern geringere Qualifikationsniveaus als die Beschäftigten, aber die Unerteriede zwischen Beschäftigten und Arbeitslosen sind – entgegen den Voraussagen der Lohnkompressionshypothese – in den USA sehr viel größer als in Deutschland. Im Durchschnitt erreichen amerikanische Arbeitslose 88% der Qualifikationspunkte eines Beschäftigten, aber deutsche Durchschnittsarbeitslose erreicht rund 95 % der Qualifikationspunkte eines Beschäftigten.

Abbildung 4.1: Die Qualifikationsstruktur von Beschäftigten und Arbeitslosen in den USA und in Deutschland



Quelle: Freeman/Schettkat (2001). Berechnungen basieren auf der IALS (OECD 1997).

5 Literaturliste

- Abraham, K., S. Houseman (1993). ›Earnings Inequality in Germany‹, NBER Working Paper No 4541; Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Acemoglu, D. (2002a). ›Technical Change, Inequality, and the Labor Market‹, *Journal of Economic Literature*, Vol. XL: 7-72.
- Acemoglu, D. (2002b). ›Cross-Country Inequality Trends‹, NBER Working Paper No 8832; Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Acemoglu, D., R. Shimer (2000). ›Productivity Gains from Unemployment Insurance‹, *European Economic Review*, Vol. 44: 1195-1224.
- Acemoglu, D., J. Pischke (1998). ›The Structure of Wages and Investment in General Training‹, NBER Working Paper No 6357; Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Addison, J., L. Bellmann, T. Schank, P. Teixeira (2005). ›The Demand for Labor: An Analysis Using Matched Employer-Employee Data from the German LIAB. Will the High Unskilled Worker Own-Wage Elasticity Please Stand Up?‹, IZA Discussion Paper No 1780.
- Aggell, J. (1999). ›On the Benefits from Rigid Labour Markets: Norms, Market Failure, and Social Insurance‹, *The Economic Journal*, Vol. 109: F143-F164.
- Allmendinger, J., W. Eichhorst, U. Walwei (Hgs.). (2005). *IAB Handbuch Arbeitsmarkt: Analysen, Daten, Fakten*. Institut für Arbeitsmarkt und Forschung. Frankfurt/New York: Campus.
- Appelbaum, E., R. Schettkat (1993): ›Economic Development in Industrialized Economies: Explaining Common and Diverging Trends‹, Discussion Papers FS I-313, Wissenschaftszentrum Berlin.
- Ashenfelter, O., C. Rouse (1998). ›Schooling, Intelligence, and Income in America: Cracks in the Bell Curve‹, Princeton University Working Paper No. 407.
- Autor, D., L. Katz, M. Kearney (2005). ›Rising Wage Inequality: The Role of Composition and Prices‹, NBER Working No 11628, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Bach, S., G. Corneo, V. Steiner (2005). ›Top Incomes and Top Taxes in Germany‹, DIW Discussion Paper No 532.

- Baker, D., A. Glyn, D. Howell, J. Schmitt (2004). ›Collective Bargaining: Towards Decentralization‹. In: Howell, D. (Ed.), *Fighting Unemployment: The Limits of the Free Market Orthodoxy*, Oxford: Oxford University Press.
- Becker, G. (1964). *Human Capital*. New York: Columbia University Press.
- Bell, L., R. Freeman (2000). ›The Incentive for Working Hard: Explaining Hours Worked Differences in the U.S. and Germany‹, NBER Working Paper No 8051, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Bell, L., R. Freeman (1985). ›Does a Flexible Wage Structure Increase Employment?: The US Experience, NBER Working Paper No 1604, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Bellmann, L., H. Gärtner (2003). ›Fakten zur Entwicklung der qualifikatorischen und sektoralen Lohnstruktur‹, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Jg.36, H4: 493-508.
- Bellman, L., J. Müller (1996). ›Institutional Influences on Inter-Industry Wage Differentials‹. In: Buttler, F., Fran, W., Schettkat, R., Soskice, D. (eds.): *Institutional Frameworks and Labor Market Performance*. London and New York: Routledge: 132-167.
- Bender, S., A. Haas, C. Klose (2000). ›The IAB Employment Subsample 1975-1995‹, *Schmollers Jahrbuch*, 120(4): 649-662.
- Bender, S., J. Hilzendege, G. Rohwer, H. Rudolph (1996). ›Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-1990‹, *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* No. 197, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), Nürnberg.
- Bertola, G., F. Blau, L. Kahn (2002). ›Labor Market Institutions and Demographic Employment Patterns‹, NBER Working Paper No 9043, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Bertola, G., F. Blau, L. Kahn (2001). ›Comparative Analysis of Labor Market Outcomes: Lessons For the US From International Long-Run Evidence‹, veröffentlicht als NBER Working Paper No 8526, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, und In: Krueger, A. and Solow, R. (Eds.), *The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained?*, Russell Sage and Century Foundation: 159-218.
- Blackburn, M., D. Bloom, R. Freeman (1991). ›Changes in Earnings Differentials in the 1980s: Concordance, Causes, and Consequences‹, NBER Working Paper No 3901, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.

- Blank, R. (1997). ›Is There a Trade-Off Between Unemployment and Inequality? No Easy Answers: Labour Market Problems in the United States Versus Europe‹, Public Policy Brief, No. 33, Levy Economics Institute.
- Blau, F., L. Kahn (2002). At Home and Abroad: US Labor-Market Performance in International Perspective, New York: Russel Sage.
- Blau, F., L. Kahn (2001). ›Do Cognitive Test Scores Explain Higher US Wage Inequality?‹, NBER Working Paper No 8210, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Blau, F., L. Kahn (1996). ›International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces‹, Journal of Political Economy, Vol. 104(4): 791-837.
- Boss, A. (2001). ›Sozialhilfe, Lohnabstand, Leistungsanreize und Mindestlohn-arbeits-losigkeit‹, Kieler Arbeitspapier No 1075.
- Bratsberg, B., K. Roed, R., Raaum, O., Naylor, R., Jäntti, M., Eriksson, T., Österbacka, E., Björklund, A. (2006). ›Nonlinearities in Intergenerational Earnings Mobility: consequences for Cross-Country Comparisons, Manuscript, Swedish Institute for Social Research, Stockholm.
- Bronfenbrenner, M. (1956). ›Potential Monopsony in the Labor Market‹, Industrial and Labor Relations Review, Vol. 9: 577-588.
- Budria, S., P. Pereira (2005). ›Educational Qualifications and Wage Inequality: Evidence for Europe‹, IZA Discussion Paper No 1763.
- Buchinsky, M. (1994). ›Changes in the US Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression‹, Econometrica, Vol. 62 (2): 405-458.
- Card, D. (1996). ›Deregulation and the Labor Earnings in the Airline Industry‹, NBER Working Paper No. 5687, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Card, D. J. DiNardo (2002). ›Skill Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles‹, NBER Working Paper No 8769, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Card, D., F. Kramarz, T. Lemieux (1996). ›Changes in the Relative Structure of Wages and Employment: A Comparison of the United States, Canada and France‹, NBER Working Paper No 5487, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Card, D., A. Krueger (1995). ›Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage‹. Princeton University Press. Princeton: New Jersey.

- Card, D., T. Lemieux, W. Riddell (2003). ›Unionization and Wage Inequality: A Comparative Study of the U.S., the U.K., and Canada‹, NBER Working Paper No 9473, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Devroye, D. R. Freeman (2001). ›Does Inequality in Skills Explain Inequality of Earnings Across Advanced Countries?‹, NBER Working Paper No 8140, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Dew-Becker, I., R. Gordon (2005). ›Where Did the Productivity Growth Go? Inflation Dynamics and the Distribution of Income‹, NBER Working Paper No 11842, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Dickens, R., S. Machin, A. Manning (1998). ›Estimating the Effect of Minimum Wages on Employment from the Distribution of Wages: A Critical View‹, *Labor Economics*, Vol. 5: 109-134.
- Dickens, R. A. Manning (2002). ›Spikes and Spill-overs: The Impact of the National Minimum Wage on the Wage Distribution in a Low-Wage Sector‹, *Economic Journal*, Vol. 114(494): C95-C101.
- DiNardo, J., N. Fortin, T. Lemieux (1995). ›Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach‹, NBER Working Paper No 5093, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Estevez-Abe, M., T. Iversen, D. Soskice (2000). ›Social Protection and the Formation of Skills: A Reinterpretation of the Welfare State‹, Paper Presented at Wiener Inequality & Social Policy Seminar, March 13, Harvard University.
- European Commission (2005). *Employment in Europe Report 2005*, Employment and Social Affairs, Brussels.
- European Commission (2004). ›Employment Structures in Europe and the US: the Role of Skills, Wages and Final Demand‹. In: *Employment in Europe Report 2004*, Employment and Social Affairs, Brussels: 97-157.
- European Commission (1998). *Employment in Europe Report 1998*, Employment and Social Affairs, Brussels.
- Fabig, H. (2000). ›Labor Income Mobility – Germany, the USA and Great Britain Compared‹. In: Hauser, R., Becker, I. (Eds.) (2000). *The Personal Distribution of Income in an International Perspective*. Berlin, Heidelberg, New York: Springer.

- Fitzenberger, B. (1999). *Wages and Employment Across Skill Groups – An Analysis for West Germany*. ZEW Economic Studies 6, Heidelberg: Physica Verlag.
- Fitzenberger, B., W. Franz (2000). ›Jobs. Jobs? Jobs! Orientierungshilfen für den Weg zu mehr Beschäftigung‹, ZEW Discussion Paper No 00-49.
- Fitzenberger, B., W. Franz (1998). ›Flexibilität der qualifikatorischen Lohnstruktur und Lastverteilung der Arbeitslosigkeit: Eine ökonometrische Analyse für West-deutschland‹. In: Gahlen, B., Hesse, H., Ramser, H.J. (Hrsg.): *Verteilungsprobleme der Gegenwart. Diagnose und Therapie*. Wirtschaftswissenschaftliches Seminar Ottobeuren, Bd. 27. Tübingen: Mohr Siebeck: 47-79.
- Fitzenberger, B., A. Garloff, K. Kohn (2004). ›Beschäftigung und Lohnstrukturen nach Qualifikationen und Altersgruppen: Eine empirische Analyse auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe‹, ZEW Discussion Paper No 03-75.
- Fitzenberger, B., F. Reize (2002). ›Verteilung, Differentiale und Wachstum – Eine Verdienstanalyse für Westdeutschland auf Basis der Gehalts- und Lohnstrukturserhebung‹, ZEW Discussion Paper No 02-71.
- Fitzenberger, B., F. Reize (2003). ›Quantilsregressionen der westdeutschen Verdienste: Ein Vergleich zwischen der Gehalts- und Lohnstrukturserhebung und der IAB-Beschäftigtenstichprobe‹, ZEW Discussion Paper No 02-79.
- Flanagan, R. (1999). ›Macroeconomic Performance and Collective Bargaining: An International Perspective‹, *Journal of Economic Literature*, Vol. 37: 1150-1175.
- Frank, R. (1984). ›Are Workers Paid their Marginal Product?‹, *American Economic Review*, Vol. 74(4): 594-571.
- Franz, W. (1995). ›Die Lohnfindung in Deutschland in einer in einer internationalen Perspektive: ist das deutsche System ein Auslaufmodell?‹. In: *Wege aus der Arbeitslosigkeit*, Tagungsband zur Jahrestagung der Arbeitsgemeinschaft Deutscher Wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V., Duncker & Humblot, Berlin: 31-57.
- Franz, W. (1989). ›Beschäftigungsprobleme auf Grund von Inflexibilitäten auf Arbeitsmärkten‹ In: Scherf, H. (Hrsg.): *Beschäftigungsprobleme in hochentwickelter Volkswirtschaften*. 1989, Berlin: 303-340.
- Freeman, R. (1996). ›Why do so many young American men commit crime and what might we do about it?‹, NBER Working Paper No 5451, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.

- Freeman, R. (1995). ›The Limits of Wage Flexibility to curing unemployment‹. Oxford Review of Economic Policy, Volume 11, Issue 4: 63-72.
- Freeman, R. (1988). ›Labour Market Institutions and Economic Performance‹, Economic Policy, Vol. 6: 63-80.
- Freeman, R. (1976). The Overeducated American. Academic Press.
- Freeman, R., L. Katz (1995). ›Introduction and Summary‹. In: Freeman, R., Katz, L.: Differences and Changes in Wage Structures. Chicago: University Press: 1.22.
- Freeman, R., R. Schettkat (2005). ›Marketization of Household Production and The EU-US Gap in Work, Economic Policy, Vol. 20(41): 6-51.
- Freeman, R., R., Schettkat (2001). ›Skill Compression, Wage Differentials and Employment Germany vs. the US‹, Oxford Economic Papers, Vol.53(3): 582-603.
- Freeman, R., Schettkat, R. (2000). ›The Role of Wage and Skill Differences in US-German Employment Differences‹, NBER Working Paper No 7474, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Freeman, R., R. Schettkat (2000). ›Skill Compression, Wage Differentials and Employment Germany vs. the US‹, NBER Working Paper No 7610, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Freeman, R., R. Schettkat (1999a). ›Differential in Service Industry Employment Growth: Germany and the US in the Comparable German American Structural Database‹. European Commission, Report. Brussels 1999.
- Freeman, R., R. Schettkat (1999b). ›The Role of Wage and Skill Differences in US-German Employment Differences‹. In: Franz, W. (ed). Jahrbücher für National-ökonomie und Statistik, special edition: 49-66.
- Freeman, R. B./Schettkat, R. (1998): From McDonald's to McKinsey: Comparing German and US Employment and Wage Structures. Leverhulme II conference, Labour Market: Stocks and Flows, 28.-29. September 1998, Oxford: Institute of Economics and Statistics.
- Gangl, M. (2003). Unemployment Dynamics in the US and West Germany. Economic Restructuring, Institutions and Labor Market Processes. Heidelberg, New York: Physica-Verlag.
- Gangl, M. (1998). ›Sozialhilfebezug und Arbeitsmarktverhalten. Eine Längsschnitt-analyse der Übergänge aus der Sozialhilfe in den Arbeitsmarkt‹, Zeitschrift für Soziologie, Vol. 27(3): 212-232.

- Gerlach, K., G. Stephan (2005). ›Wage Distributions by Wage-Setting Regime‹, IAB Discussion Paper No 9.
- Gernandt, F., F. Pfeiffer (2006). ›Rising Wage Inequality in Germany‹, ZEW Discussion Paper No 06019.
- Glyn, A., W. Salverda, J. Möller, J. Schmitt, M. Sollogoub (2006) Employment Differences in Services: The Role of Wages, Productivity and Demand. In: Gregory, M., Salverda, W., Schettkat, R. Short on Services: The US-European Employment Gap, Princeton: Princeton University Press (forthcoming).
- Gibbons, R., L. Katz (1992). ›Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differences?‹, NBER Working Paper Series, Working Paper No 3182.
- Goldin, C., R. Margo (1992). ›The Great Compression – The Wage Structure in the United States at Mid-century‹, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 107: 1-34.
- Gosling, A., T. Lemieux (2001). ›Labour Market Reforms and Changes in Wage Inequality in the United Kingdom and the United States‹, NBER Working Paper No 8413, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Gundlach, E. (1986). ›Gibt es genügend Lohndifferenzierung in der Bundesrepublik Deutschland?‹, Die Weltwirtschaft, 1/1986: 74-88.
- Hamermesh, D. (1993). Labor Demand. New Jersey: Princeton University Press.
- Harrison, B., B. Bluestone (1981). The Great U-Turn. Corporate Restructuring and the Polarizing of America. New York: Basic Books, Inc., Publishers.
- Hauser, R., I. Becker (Eds.) (2000). The Personal Distribution of Income in an International Perspective. Berlin-Heidelberg: Springer.
- Herrnstein, R., C. Murray (1994). The Bell Curve: Intelligence and Class Structure in American Life. New York: The Free Press.
- Howell, D. (Ed.). (2004). Fighting Unemployment: The Limits of Free Market Orthodoxy. Oxford University Press: Oxford.
- Howell, D., F. Huebler (2005). ›Wage Compression and the Unemployment Crisis: Labor Market Institutions, Skills, and Inequality-Unemployment‹. In: Howell, D. (ed.)(2005): Fighting Unemployment: The Limits of Free Market Orthodoxy. New York : Oxford University Press.
- Hübler, O. (1998). ›Korreferat zum Referat von B. Fitzenberger und W. Franz‹. In: Gahlen, B., Hesse, H., Ramser, H.J. (Hrsg.): Verteilungsprobleme der

- Gegenwart. Diagnose und Therapie. Wirtschaftswissenschaftliches Seminar Ottobeuren, Bd. 27. Tübingen: Mohr Siebeck: 88-94.
- Jacobebbinghaus, P. (2002). »Die Lohnverteilung in Haushaltsdatensätzen und in amtlich erhobenen Firmendaten«, *Wirtschafts und Statistik*, 3: 209-221.
- Juhn, C., R. Murphy, B. Pierce (1993). »Wage Inequality and the Rise in Return to Skill«, *Journal of Political Economy*, Vol. 101(3): 410-442.
- Kahn, L. (2000). »Wage Inequality, Collective Bargaining and Relative Employment 1985-94: Evidence from 15 OECD Countries«, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 82 (4): 564-579.
- Katz, L., D. Autor (1999). »Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality«. In: Ashenfelter, O., Card, D., (Eds.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Chapter 26, Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V.: 1463-1555.
- Katz, L, K. Murphy (1992). »Changes in Relative Wages 1963-1987: Supply and Demand Factors«, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107: 35-78.
- Keese, M, A. Puymoyen (2001), »Changes in earnings structure: Some international comparisons using the OECD structure of earnings database«, *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*.
- Koch, S., U. Walwei (2005). »Hartz IV: Neue Perspektiven für Langzeitarbeitslose?«, *Aus Politik und Zeitgeschichte*, 16: 10-17. Bundeszentrale für Politische Bildung.
- Kohn, K. (2006). »Rising Wage Dispersion, After All! The German Wage Structure at the Turn of the Century«, *IZA Discussion Papers No 2098*.
- Krueger, A., J. Pischke (1997). »Observations and Conjectures on the US Employment Miracle«, *NBER Working Paper No 6146*, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Krueger, A., L. Summers (1987). »Reflections on the Inter-Industry Wage Structure«. In: Lang, K., Leonard, J. (Eds). *Unemployment and the Structure of Labor Markets*. New York: Basil Blackwell Inc.: 16-47.
- Krugman, P. (1994). »Past and Prospective Causes of High Unemployment«, *Economic Review (Federal Reserve Bank of Kansas City)*, 79/4: 23-43.
- Lee, D. (1999). »Wage Inequality in the United States during the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?«, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114(3): 997-1023.
- Levy, F., R. Murnane (1992). »U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanations«, *Journal of Econo-*

- mic Literature, Vol. 30 (3): 1333-1381.
- Machado, J., J. Mata (2005). ›Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions using Quantile Regression«, *Journal of Applied Econometrics*, 20(4): 445-465.
- Machin, S., A. Manning (2002). ›The Structure of Wages in What Should be a Competitive Labour Market«, CEP Discussion Paper No 0532, London School of Economics and Political Science.
- Manning, A. (2003). *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Matzner, E., R. Schettkat, M. Wagner (1988). *Beschäftigungsrisiko Innovation?* Berlin: Sigma.
- Merz, J., D. Hirschel, M. Zwick (2005). ›Struktur und Verteilung hoher Einkommen – Mikroanalysen auf der Basis der Einkommensteuerstatistik«, Beitrag zum zweiten Armuts- und Reichtumsbericht 2004 der Bundesregierung. Bundesministerium für Gesundheit und soziale Sicherung, Berlin.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Mincer, J. (1958). ›Investment in Human Capital and Personal Income Distribution«, *The Journal of Political Economy*, Vol. 66(4): 281-302.
- Möller, J. (2005). ›Wage Dispersion in Germany Compared to the US – Is there Evidence for Compression From Below?«, ZEW Discussion Paper.
- Möller, J. (2005). ›Die Entwicklung der Lohnspreizung in West- und Ostdeutschland«. In: Bellman, L., Hübler, O., Meyer, W., Stephan, G. *Institutionen, Löhne und Beschäftigung. Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung* 294, IAB Nürnberg: 47-63.
- Möller, J. (1998). ›Die Entwicklung der Lohnungleichheit in Deutschland«, *StBA, Forum der Bundesstatistik*, Band 32: 169-193.
- Möller, J., A. Aldashev (2006). ›Interregional Differences in Labor Market Participation«, *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, Vol. 26(1): 25-50.
- Möller, J., A. Haas (2003). ›The Agglomeration Wage Differential Reconsidered: An Investigation Using German Micro Data 1984-1997«. In: Bröcker, J., Dohse, D., Soltwedel (eds.), ›Innovation Clusters and Interregional Competition«, Springer: Berlin, Heidelberg, New York.
- Monopolkommission (1994). *Mehr Wettbewerb auf allen Märkten*. Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft.

- Mortensen, D. (2003). *Wage Dispersion: Why are Similar Workers Paid Differently?* Cambridge, MA: MIT Press.
- Mortensen, D., C. Pissarides (1999). ›New Developments in Models of Search in the Labor Market‹. In: Ashenfelter, O., D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3B: 2567-2624. Amsterdam: Elsevier Science.
- Murphy, K., R. Topel (1990). *Efficiency Wages Reconsidered: Theory and Evidence*. In: Weiss, Y. und G. Fishelson (Hrsg.). *Advances in the Theory and Measurement of Unemployment*. New York: McMillan, 204-240.
- Nickell, S., B. Bell (1996). ›Changes in the Distribution of Wages and Unemployment in OECD Countries‹, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 86:302-308.
- Nickell, S, B. Bell (1995). ›The Collapse in Demand for the Unskilled and Unemployment Across the OECD‹, *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 11(1): 40-62.
- OECD (2006). *Labor Force Database*, web.
- OECD (2004). ›Wage-setting Institutions and Outcomes‹. In: *Employment Outlook, 2004*. Paris, OECD: 127-181.
- OECD (1996). *Employment Outlook, 1996*. Paris.
- OECD (1997). *International Adult Literacy Survey*. Paris: OECD.
- OECD (1994). *The OECD Jobs Study: Facts, Analysis, Strategies*. Paris: OECD.
- Okun, A. (1975). *Equality and Efficiency: The Big Tradeoff*. Washington D.C.: Brookings Institution.
- Oxaca, R. (1973). ›Male-female Wage Differentials in Urban Labour Markets‹, *International Economic Review*, 14: 639-709.
- Oxaca, R., M. Ransom (1994). ›On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials‹, *Journal of Econometrics*, 61: 5-21.
- Pereira, P., P. Martins (2000). ›Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regressions Evidence from Fifteen European Countries‹. Universidade Nova de Lisboa, Working Paper No 379.
- Phelps, E. et al. (1970). *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*. New York: Norton.
- Pischke, J. S. (2004). ›Labor Market Institutions, Wages, and Investment‹, CESifo Working Paper No 1278.
- Pischke, J.S. (1998). ›Ausbildung und Lohnstruktur: Deutschland und die USA in den 80er Jahren‹. In: Gahlen, B., Hesse, H. und Ramser, J.J. (Hrsg.),

- Verteilungs-probleme der Gegenwart – Diagnose und Therapie. Wirtschaftswissenschaftliches Seminar Ottobeuren, Band 27, Tübingen: Mohr Siebeck: 95-117.
- Prasad, E. (2004). »The Unbearable Stability of the German Wage Structure: Evidence and Interpretation«, IMF Staff Papers, Vol. 51 (2): 354-385.
- Rowthorn, R. (1992). »Centralisation, Employment and Wage Dispersion«, The Economic Journal, Vol. 102: 506-523.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1992). Jahresgutachten 1992/1993: »Für Wachstumsorientierung – gegen lähmenden Verteilungsstreit«. Metzler-Poeschel: Stuttgart.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1993). Jahresgutachten 1993/1994: »Zeit zum Handeln – Antriebskräfte stärken«. Metzler-Poeschel: Stuttgart.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1999). Jahresgutachten 1999/2000: Wirtschaftspolitik unter Reformdruck. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1999). Jahresgutachten 2000/2001: Für Stetigkeit – gegen Aktionismus. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Schettkat, R. (2003). »Institutional Rigidities at the Root of European Unemployment? The Rigidity Hypothesis Evaluated by the Dutch and German Experiences«, Cambridge Journal of Economics, Vol. 27(6): 771-787.
- Schettkat, R. (1993). »Compensating Differentials? Wage Differentials and Employment Stability in the U.S. and the German Economies« The Journal of Economic Issues, Vol. 23: 153-170.
- Schnabel, C. (2006). »Verbetrieblichung der Lohnfindung und der Festlegung von Arbeitsbedingungen«, Hans-Böckler-Stiftung Arbeitspapier No118.
- Sen, A. (1973). On Economic Inequality, The Radcliffe Lectures. Clarendon Press: Oxford.
- Siebert, H. (2003). »Why Germany has such a Weak Growth Performance«, Kieler Working Paper No 1182, Kiel: Institut für Weltwirtschaft.
- Siebert, H. (1997). »Labor Market Rigidities: At the Root of Unemployment in Europe«, Journal of Economic Perspectives, Vol. 11(3): 37-56.
- Siebert, H. (1995). Geht den Deutschen die Arbeit aus? Wege zu mehr Beschäftigung. München: Goldmann.
- Sinn, H.W. (2005). Ist Deutschland noch zu retten? Ullstein. Berlin.

- Smith, A. (1776). *The Wealth of Nations*. The Penguin English Library.
- Solow, R. (2000). *Unemployment in the United States and in Europe – A Contrast and the Reasons*, CESifo Working Paper No 231.
- Solow, R. (1990). *The Labor Market as a Social Institution*, The Royal Lectures. Blackwell: Oxford-Massachusetts.
- Solow, R. (1985). ›Insiders and Outsiders in Wage Determination‹, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol.87 (2): 411-428.
- Statistisches Bundesamt Deutschland. *Gehalts- und Lohnstrukturerhebungen*, Fachserie 16: Jahrgänge 1954, 1960, 1966, 1970, 1976, 1981, 1993, 1998, 2004.
- Steiner, V., T. Hölzle (2000). ›The Development of Wages in Germany in the 1990s – Descriptions and Explanations‹. In: Hauser, R., Becker, I. (Eds.) (2000). *The Personal Distribution of Income in an International Perspective*. Berlin: Springer: 7-30.
- Steiner, V., K. Wagner (1998). ›Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980s?‹, *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, No 118: 29-59.
- Teulings, C., J. Hartog (1998). *Corporatism or Competition? Labour Contracts, Institutions and Wage Structures in International Comparison*. Cambridge University Press: Cambridge.
- Tinbergen, J. (1975). *Income Distribution: Analysis and Policies*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
- Wagner, A. (2006). *Grundsicherung trotz Erwerbstätigkeit, Monitor Arbeitsmarktpolitik*. Düsseldorf: Hans-Böckler-Stiftung.
- Welch, F. (1999). ›Richard T. Ely Lecture – In Defense of Inequality‹, *American Economic Review*, Vol.89(2): 1-17.

Hans-Böckler-Stiftung

Die Hans-Böckler-Stiftung ist das Mitbestimmungs-, Forschungs- und Studienförderungswerk des Deutschen Gewerkschaftsbundes. Gegründet wurde sie 1977 aus der Stiftung Mitbestimmung und der Hans-Böckler-Gesellschaft. Die Stiftung wirbt für Mitbestimmung als Gestaltungsprinzip einer demokratischen Gesellschaft und setzt sich dafür ein, die Möglichkeiten der Mitbestimmung zu erweitern.

Mitbestimmungsförderung und -beratung

Die Stiftung informiert und berät Mitglieder von Betriebs- und Personalräten sowie Vertreterinnen und Vertreter von Beschäftigten in Aufsichtsräten. Diese können sich mit Fragen zu Wirtschaft und Recht, Personal- und Sozialwesen oder Aus- und Weiterbildung an die Stiftung wenden. Die Expertinnen und Experten beraten auch, wenn es um neue Techniken oder den betrieblichen Arbeits- und Umweltschutz geht.

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut (WSI)

Das Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Institut (WSI) in der Hans-Böckler-Stiftung forscht zu Themen, die für Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer von Bedeutung sind. Globalisierung, Beschäftigung und institutioneller Wandel, Arbeit, Verteilung und soziale Sicherung sowie Arbeitsbeziehungen und Tarifpolitik sind die Schwerpunkte. Das WSI-Tarifarchiv bietet umfangreiche Dokumentationen und fundierte Auswertungen zu allen Aspekten der Tarifpolitik.

Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung (IMK)

Das Ziel des Instituts für Makroökonomie und Konjunkturforschung (IMK) in der Hans-Böckler-Stiftung ist es, gesamtwirtschaftliche Zusammenhänge zu erforschen und für die wirtschaftspolitische Beratung einzusetzen. Daneben stellt das IMK auf der Basis seiner Forschungs- und Beratungsarbeiten regelmäßig Konjunkturprognosen vor.

Forschungsförderung

Die Stiftung vergibt Forschungsaufträge zu Mitbestimmung, Strukturpolitik, Arbeitsgesellschaft, Öffentlicher Sektor und Sozialstaat. Im Mittelpunkt stehen Themen, die für Beschäftigte von Interesse sind.

Studienförderung

Als zweitgrößtes Studienförderungswerk der Bundesrepublik trägt die Stiftung dazu bei, soziale Ungleichheit im Bildungswesen zu überwinden. Sie fördert gewerkschaftlich und gesellschaftspolitisch engagierte Studierende und Promovierende mit Stipendien, Bildungsangeboten und der Vermittlung von Praktika. Insbesondere unterstützt sie Absolventinnen und Absolventen des zweiten Bildungsweges.

Öffentlichkeitsarbeit

Mit dem 14tägig erscheinenden Infodienst »Böckler Impuls« begleitet die Stiftung die aktuellen politischen Debatten in den Themenfeldern Arbeit, Wirtschaft und Soziales. Das Magazin »Mitbestimmung« und die »WSI-Mitteilungen« informieren monatlich über Themen aus Arbeitswelt und Wissenschaft. Mit der Homepage www.boeckler.de bietet die Stiftung einen schnellen Zugang zu ihren Veranstaltungen, Publikationen, Beratungsangeboten und Forschungsergebnissen.

Hans-Böckler-Stiftung
Hans-Böckler-Straße 39
40476 Düsseldorf
Telefax: 02 11/77 78-225
www.boeckler.de

**Hans Böckler
Stiftung** 

Fakten für eine faire Arbeitswelt.

