

Rukwid, Ralf

**Working Paper**

## Arbeitslosigkeit und Lohnspreizung - Empirische Befunde zur Arbeitsmarktsituation gering Qualifizierter in Deutschland

Schriftenreihe des Promotionsschwerpunkts Globalisierung und Beschäftigung, No. 24/2007

**Provided in Cooperation with:**

PhD program "Globalization and Employment", University of Hohenheim, Carl von Ossietzky University Oldenburg, Evangelisches Studienwerk

*Suggested Citation:* Rukwid, Ralf (2007) : Arbeitslosigkeit und Lohnspreizung - Empirische Befunde zur Arbeitsmarktsituation gering Qualifizierter in Deutschland, Schriftenreihe des Promotionsschwerpunkts Globalisierung und Beschäftigung, No. 24/2007, Universität Hohenheim, Stuttgart,  
<https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:bsz:100-opus-4487>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/30371>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

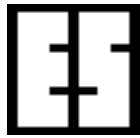
Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

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

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

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



**Evangelisches  
Studienwerk e.V. Villigst**



*Schriftenreihe des Promotionsschwerpunkts  
Globalisierung und Beschäftigung*

Nr. 24/2007

## **Arbeitslosigkeit und Lohnspreizung**

**Empirische Befunde zur Arbeitsmarktsituation  
gering Qualifizierter in Deutschland**

von

**Ralf Rukwid**

**Stuttgart-Hohenheim  
ISSN 1618-5358**

# **ARBEITSLOSIGKEIT UND LOHNSPREIZUNG**

- EMPIRISCHE BEFUNDE ZUR ARBEITSMARKTSITUATION  
GERING QUALIFIZIERTER IN DEUTSCHLAND -

Ralf Rukwid\*

*Februar 2007*

## **ZUSAMMENFASSUNG**

In den Industriestaaten stehen die weniger qualifizierten Arbeitskräfte derzeit unter einem erheblichen Anpassungsdruck. Die Nachfragestruktur auf dem Arbeitsmarkt hat sich in den letzten Jahrzehnten zuungunsten der formal Ungelernten verschoben, wobei als die Hauptursachen dieser Entwicklung die Globalisierung sowie ein qualifikationsverzerrter technischer Fortschritt gelten.

Ziel dieses Diskussionspapiers ist eine detaillierte Analyse der Arbeitsmarktsituation gering Qualifizierter in Deutschland. Es wird gezeigt, dass sich die Beschäftigungschancen für Erwerbspersonen ohne abgeschlossene Berufsausbildung seit Mitte der 1970er Jahre systematisch und gegenüber den höher Qualifizierten überproportional verschlechtert haben. Dabei übertrifft die aktuelle gruppenspezifische Arbeitslosenquote der Ungelernten in Deutschland diejenige fast aller anderen OECD-Staaten. Dies wird häufig als Beleg für eine im Ländervergleich außerordentliche Problemlage gewertet und mit inflexiblen Lohnstrukturen in direkten Zusammenhang gebracht. Dieser Beitrag soll mit Hilfe einer empirischen Analyse von deutschen, amerikanischen und britischen Lohndaten auf Basis des Cross National Equivalent File (CNEF) Aufschlüsse über den tatsächlichen Grad der Flexibilität der deutschen Lohnstruktur geben. Hierbei werden landesspezifische Entwicklungstendenzen bei der Lohnverteilung beschrieben und der jeweilige Umfang an Lohnspreizung geschätzt. Zudem wird mittels Berechnung von Subgruppendisparitäten und der Durchführung von Dekompositionsverfahren der Zusammenhang zwischen Lohnungleichheit und formaler Qualifikation untersucht.

Vor dem Hintergrund dieser Analyseergebnisse sowie alternativer Studien erfolgt schließlich eine Einordnung der verschiedenen Politikansätze zur Verbesserung der Beschäftigungssituation gering Qualifizierter. Im Mittelpunkt der wirtschaftspolitischen Diskussion in Deutschland stehen neben Qualifizierungsstrategien vor allem Vorschläge einer stärkeren Lohndifferenzierung speziell im unteren Einkommensbereich. Eine simple monokausale Beziehung zwischen Lohnspreizung und der Intensität der Beschäftigungsprobleme gering qualifizierter Arbeitskräfte lässt sich anhand der in diesem Beitrag präsentierten empirischen Befunde allerdings nicht nachweisen.

JEL No. J2, J3, F1

*\*Universität Hohenheim*

*Institut für Volkswirtschaftslehre*

*Lehrstuhl für Wirtschaftstheorie (520H)*

*Tel.: 0711/459-23783*

*E-Mail: rukwid@uni-hohenheim.de*

## INHALTSVERZEICHNIS

1. EINFÜHRUNG .....	1
2. URSACHEN DES QUALIFIKATORISCHEN STRUKTURWANDELS .....	2
3. BESCHÄFTIGUNGSPROBLEME GERING QUALIFIZIERTER ARBEITSKRÄFTE .....	5
3.1 Struktur von Beschäftigung und Arbeitslosigkeit in Deutschland .....	5
3.2 Qualifikationsspezifische Arbeitsmarktrisiken im internationalen Vergleich .....	10
4. DIE FLEXIBILITÄT DER DEUTSCHEN LOHNSTRUKTUR .....	15
4.1 Entwicklung der Lohnungleichheit in Deutschland, Großbritannien und den USA .....	16
4.1.1 Datenbasis .....	16
4.1.2 Analyseresultate .....	19
4.2 Lohnverteilung und Qualifikation .....	25
5. WIRTSCHAFTSPOLITISCHE EINORDNUNG DER ERGEBNISSE .....	27
ANHANG.....	33
A.1 DIE ISCED-KLASSIFIKATION DES STATISTISCHEN BUNDESAMTES .....	33
A.2 METHODISCHE GRUNDLAGEN DER DISPARITÄTSMESSUNG.....	34
A.2.1 Überblick über die gebräuchlichsten Disparitätsmaße .....	34
A.2.1.1 Deskriptive Disparitätsmaße .....	35
A.2.1.2 Wohlfahrtstheoretisch begründete Disparitätsmaße .....	38
A.2.2 Ungleichheitszerlegung .....	40
LITERATURVERZEICHNIS .....	44

## 1. EINFÜHRUNG

Auf den Arbeitsmärkten der hoch entwickelten Industrienationen ist ein rascher Strukturwandel zu beobachten. Aufgrund steigender Qualifikationsanforderungen stehen derzeit insbesondere die weniger qualifizierten Arbeitskräfte am unteren Ende der Lohnhierarchie unter einem starken Anpassungsdruck. In Deutschland und anderen europäischen Volkswirtschaften äußert sich dieser Druck in einer überdurchschnittlichen Betroffenheit von schlecht Ausgebildeten an der seit Mitte der 1970er Jahre im Trend ansteigenden Arbeitslosigkeit. In den USA leiden unqualifizierte Arbeitskräfte dagegen in erster Linie unter einer substanziellen Verlangsamung des Reallohnwachstums. Sie werden zwar nicht in größerem Ausmaß aus dem Beschäftigungssystem herausgedrängt, finden aber häufig nur zu niedrigen und z.T. sinkenden Löhnen Arbeit (*working poor*). Die unterschiedlichen Arbeitsmarktprobleme der gering Qualifizierten in Europa und den USA spiegeln einer weit verbreiteten Hypothese zufolge zwei Seiten derselben Medaille wider: die Arbeitsnachfrage in den Industriestaaten hat sich während der letzten Jahrzehnte zum Vorteil der gut und zum Nachteil der schlecht Ausgebildeten verschoben, wobei die konkreten Arbeitsmarkteffekte dieser Nachfrageverschiebung entscheidend von der Flexibilität der Lohnstruktur abhängen. Im Falle eines flexiblen Arbeitsmarkts, wie er für die USA unterstellt wird, schlägt sich demnach eine Nachfrageverschiebung in einem Anstieg der Lohnungleichheit nieder. Für Europa und speziell für Deutschland, so wird argumentiert, führte das Ausbleiben einer stärkeren Lohndifferenzierung dazu, dass sich die veränderte Nachfragestruktur in einer wachsenden Arbeitslosigkeit entlud.<sup>1</sup>

Ziel dieses Diskussionspapiers ist eine detaillierte Analyse der Arbeitsmarktsituation der gering Qualifizierten in Deutschland. Nach dem anschließenden Exkurs über die potenziellen Ursachen veränderter Qualifikationsanforderungen, widmet sich Abschnitt 3 den relativen Beschäftigungschancen von Personen mit unterschiedlichem Ausbildungsniveau. Es zeigt sich, dass sich die Beschäftigungsposition der Ungelernten gegenüber höher Qualifizierten in Deutschland über Jahrzehnte hinweg systematisch verschlechtert hat. Inwiefern eine im Vergleich zu anderen Industrieländern überdurchschnittlich hohe Arbeitslosenquote der am wenigsten qualifizierten Erwerbspersonen mit einer rigiden Lohnstruktur einhergeht, wird in Abschnitt 4 untersucht. Hierzu erfolgt eine Abschätzung der Flexibilität der deutschen Lohnstruktur anhand einer empirischen Untersuchung deutscher, britischer und amerikanischer

---

<sup>1</sup> Vgl. PFLÜGER (2002), S. 25f.

Lohndaten. Vor dem Hintergrund dieser Analyseergebnisse werden schließlich Schlussfolgerungen für die aktuelle wirtschaftspolitische Debatte gezogen.

## 2. URSACHEN DES QUALIFIKATORISCHEN STRUKTURWANDELS

Die Verschiebung der relativen Arbeitsnachfrage wird häufig vor dem Hintergrund der Globalisierung diskutiert. Nachdem der Nutzen des Freihandels lange als unbestritten galt, verbindet sich für die wohlhabenden Gesellschaften mit einer weiteren Intensivierung der internationalen Arbeitsteilung nun zunehmend die Furcht vor wachsender Konkurrenz aus Billiglohnländern und einem hauptsächlich die gering Qualifizierten betreffenden Standortwettbewerb.

Insbesondere Globalisierung im Sinne eines forcierten interindustriellen Handels zwischen den höher entwickelten OECD-Staaten und aufstrebenden Schwellenländern ist hierbei in das Zentrum des wissenschaftlichen Interesses gerückt. In der Literatur wird dieser Güteraustausch verbreitet als „Nord-Süd-Handel“ definiert, auch wenn die geographische Zuordnung spätestens seit der wirtschaftlichen Öffnung der Mittel- und Osteuropäischen Länder und Chinas nicht mehr durchweg korrekt ist. Die frühen 1970er Jahre markieren dabei den Beginn eines Anstiegs des Handelsvolumens zwischen den oftmals sehr bevölkerungsreichen Ländern des Südens und dem relativ reichlich mit (Human-) Kapital ausgestatteten Norden. Mit dem Volumen hat sich auch die Struktur der gehandelten Güter verändert. Bis in die 1970er Jahre hinein beschränkte sich der Nord-Süd-Handel vorwiegend auf den Austausch von Industrieprodukten gegen Rohstoffe bzw. landwirtschaftliche Erzeugnisse. In der Folgezeit schafften es die neu industrialisierten Volkswirtschaften (*NIE*, Newly Industrialized Economies) jedoch zunehmend, relativ einfach herzustellende, arbeitsintensive Güter des Verarbeitenden Gewerbes auf den Märkten der höher entwickelten Länder abzusetzen.<sup>2</sup> Bei interindustriellem Handel zwischen Regionen mit derart unterschiedlichen Faktorausstattungen sind gemäß der neoklassischen Außenhandelstheorie Verteilungswirkungen zu erwarten. In einer ersten Annäherung lässt sich mittels eines Heckscher-Ohlin-Samuelson-Modellansatzes (HOS), welcher als die relevanten Faktorkategorien qualifizierte und unqualifizierte Arbeit zugrunde legt, ein ursächlicher Zusammenhang zwischen einer Ausweitung des Nord-Süd-Handels und einer veränderten relativen Faktorentlohnung theoretisch begründen (Faktorpreisausgleichs- / Stolper-Samuelson-Theorem). Für die Herleitung von Beschäftigungseffekten ist eine Erweiterung des HOS-Ansatzes um die Annahme rigider Relativlöhne vorzunehmen. In einem derartigen Modellrahmen, wie er etwa von KRUGMAN (1995) oder DAVIS

---

<sup>2</sup> Vgl. LANDMANN/PFLÜGER (1996), S. 166 und KRUGMAN/OBSTFELD (2006), S. 107.

(1998) skizziert wurde, ergeben sich nach einem „Globalisierungsschock“ neue Gleichgewichte nicht über Preiseffekte, sondern durch Veränderungen bei der Beschäftigung bzw. Arbeitslosigkeit der gering Qualifizierten.

Der Hypothese einer verstärkten interindustriellen Arbeitsteilung als Hauptursache der Erosion von Löhnen und/oder Einfacharbeitsplätzen in den (human)kapitalreichen Volkswirtschaften stehen viele Ökonomen dennoch skeptisch gegenüber. So bleiben die Güter- und Dienstleistungsexporte der NIE mengen- und wertmäßig immer noch deutlich hinter dem Volumen des vornehmlich intraindustriellen Handels zwischen den OECD-Staaten zurück. Entgegen der HOS-Logik sank zudem in Deutschland und anderen Industrieländern der Beschäftigungsanteil der minder Qualifizierten auch in den nicht unmittelbar der Importkonkurrenz ausgesetzten Branchen.<sup>3</sup> Für die beschriebenen Arbeitsmarktentwicklungen werden deswegen alternative bzw. ergänzende Erklärungsansätze zur Diskussion gestellt. Als weitere Bedingungsfaktoren einer veränderten Einkommens- und Beschäftigungssituation der gering Qualifizierten kommen unter anderem in Frage: eine unzureichende Anpassung der Qualifikationsstruktur des Arbeitsangebots, die Entwicklung der Erwerbsbeteiligung von Frauen, institutionelle Veränderungen, ein fortschreitender Bedeutungsverlust des Industriesektors sowie ein nicht-neutraler technischer Fortschritt.<sup>4</sup> Gerade dem technologischen Wandel wird ein hoher Erklärungsbeitrag bezüglich des wirtschaftlichen Abstiegs der Ungelernten zugesprochen. Mit der Implementierung neuer Technologien steigt häufig der Bedarf an gut ausgebildeten Arbeitskräften. Gleichzeitig eröffnen sich Substitutionsmöglichkeiten vor allem für einfache Arbeitstätigkeiten. Technischer Fortschritt wirkt in diesem Fall asymmetrisch und reduziert die relative Nachfrage nach gering qualifizierter Arbeit.<sup>5</sup>

Seit Mitte der 1990er Jahre wird im Kreise der Fachökonominnen unter den Schlagwörtern „*trade versus technology*“ über die quantitative Bedeutung des Nord-Süd-Handels und des qualifikationsverzerrten technologischen Fortschritts für die Arbeitsmärkte der Hochlohnländer gestritten. In diesem Zusammenhang wird mit verschiedener Art von empirischer Evidenz argumentiert (Faktorgehaltsanalysen, Implikationentests, Regressionsanalysen auf Basis des HOS-Ansatzes oder Kalibrierung von allgemeinen Gleichgewichtsmodellen). Für eine Mehrheit der Studien lässt sich festhalten, dass sie der Globalisierung im oben definierten Sinne eine im Vergleich zum technischen Fortschritt eher untergeordnete Rolle bezüglich der Ver-

---

<sup>3</sup> Vgl. HEITGER/STEHN (2003), S. 1481f.

<sup>4</sup> Vgl. FITZENBERGER (1999), S. 3ff. und ALBERS (2005), S. 396ff.

<sup>5</sup> Für einen genaueren Einblick in die Diskussion um einen möglichen „skill bias“ des technischen Fortschritts vgl. z.B. EUROPÄISCHE KOMMISSION (2005), S. 198ff.

schiebung der relativen Arbeitsnachfrage beimessen.<sup>6</sup> Das Gesamtbild der empirischen Ursachengewichtung ist allerdings alles andere als klar. Dies gilt insbesondere für die Entwicklungen auf dem deutschen Arbeitsmarkt, da hier nur auf relativ wenige Studienergebnisse zurückgegriffen werden kann.<sup>7</sup> Keines der insgesamt zur Verfügung stehenden Analyseverfahren ist als wirklich unumstritten anzusehen. Kritik an der empirischen Methodik wird sowohl im Detail als auch grundsätzlich geäußert.<sup>8</sup> Über diese konzeptionellen Probleme hinaus stellt sich die Frage, inwieweit sich aufgrund der engen wechselseitigen Verknüpfung von Globalisierung und technologischem Fortschritt deren Einflüsse überhaupt sauber trennen und quantifizieren lassen.<sup>9</sup> Fortschritte in den Technologiebereichen Transport, Information und Kommunikation gelten als wichtige Voraussetzungen für die Intensivierung der internationalen Arbeitsteilung. Andererseits sind Rationalisierungsanstrengungen häufig als eine unmittelbare Reaktion auf den verschärften internationalen Wettbewerb anzusehen. Daraus entsteht eine wechselseitige Beeinflussung von Handel und technischem Fortschritt und ein nicht einfach zu lösendes *Separationsproblem*.

Ein weiterer Kritikpunkt bezüglich der ursprünglichen „trade versus technology“ Debatte findet sich bei FEENSTRA und HANSON:

„The argument against trade is based, in part, on a misreading of the data. [...] This line of reasoning emphasizes trade in final goods and ignores the globalization of production and recent dramatic increases in trade in intermediate inputs.“<sup>10</sup>

Diese Aussage zielt auf die zunehmende Tendenz, die Produktion zu desintegrieren und einzelne Wertschöpfungsstufen in den Ländern ausführen zu lassen, die dafür Kostenvorteile aufweisen. Gemäß den oben definierten komparativen Vorteilen verlagern Unternehmen in den Industrieländern vornehmlich arbeitsintensive Teile ihrer Wertschöpfungskette in Niedriglohnländer. Für den damit verbundenen Handel mit Zwischenprodukten kann im Rahmen von Outsourcing-Modellen, wie z.B. von FEENSTRA/HANSON (2001) demonstriert, eine Beeinträchtigung der relativen Entlohnung der unqualifizierten Arbeit nachgewiesen werden. Somit wird deutlich, dass über die ursprüngliche Stolper-Samuelson-Argumentation hinausgehend weitere Transmissionskanäle der Globalisierung einen Erklärungsbeitrag zur veränderten relativen Arbeitsmarktposition der schlecht Ausgebildeten leisten können. Abgesehen von der internationalen Fragmentierung der Produktion gilt es hier beispielsweise noch von

---

<sup>6</sup> Vgl. OECD (2005a), S. 28.

<sup>7</sup> Vgl. HEITGER/STEHN (2003), S. 1482.

<sup>8</sup> Siehe im Einzelnen PFLÜGER (2002), S. 63ff.

<sup>9</sup> Vgl. LANDMANN (2001), S. 187.

<sup>10</sup> FEENSTRA/HANSON (2001), S. 46.



Immigration und Technologietransfers ausgehende Arbeitsmarkteffekte zu berücksichtigen.<sup>11</sup> Zudem mehren sich inzwischen Literaturbeiträge, welche einen Einfluss des intraindustriellen Handels auf die relative Nachfrage nach einfacher Arbeit in Betracht ziehen.<sup>12</sup>

Insgesamt lässt sich somit unterstellen, dass Globalisierung *im Verein mit* technischem Fortschritt zu dem qualifikatorischen Strukturwandel in den Industriestaaten maßgeblich beigetragen hat und einen hohen Anpassungsdruck auf die gering Qualifizierten ausübt.

### **3. BESCHÄFTIGUNGSPROBLEME GERING QUALIFIZIERTER ARBEITSKRÄFTE**

Im Anschluss an die Diskussion potenzieller Ursachen der gesunkenen relativen Nachfrage nach einfacher Arbeit rücken nun die Auswirkungen dieser Entwicklung für den deutschen Arbeitsmarkt in den Mittelpunkt. Entsprechend der eingangs erwähnten „two sides of the same coin“-Hypothese sind aufgrund der für Deutschland in der Regel unterstellten inflexiblen Lohnstruktur in erster Linie Beschäftigungseffekte zu erwarten. In der Tat wird in Deutschland ein hohes Niveau an Arbeitslosigkeit seit geraumer Zeit als eines der dringlichsten gesellschaftlichen Probleme angesehen. Seit Mitte der 1970er Jahre wächst der Sockel der Arbeitslosigkeit mit jedem Konjunkturunbruch an, ohne nach der Überwindung der Rezessionsphase auf das vorherige Niveau zurückzukehren. Die gering Qualifizierten sind hiervon überproportional betroffen und gelten als eine Hauptproblemgruppe auf dem Arbeitsmarkt. Im Folgenden soll genauer untersucht werden, wie sehr die formale Qualifikation die Beschäftigungschancen und das Risiko, arbeitslos zu werden, mitbestimmt.

#### **3.1 Struktur von Beschäftigung und Arbeitslosigkeit in Deutschland**

Der Einfluss der formalen Berufsausbildung auf die individuellen Chancen und Risiken auf dem Arbeitsmarkt ist unter anderem anhand der qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten abzulesen. *Abbildung 1* zeigt die Entwicklung der qualifikationsspezifischen Arbeitslosigkeit und verdeutlicht, dass sich in Deutschland parallel zum Anstieg der Sockelarbeitslosigkeit die Arbeitsmarktchancen der gering Qualifizierten überproportional verschlechtert haben.<sup>13</sup> Während die Quote der mittleren Qualifikationsgruppe, welcher rund 2/3 aller Erwerbspersonen zugeordnet sind, (nicht zuletzt aufgrund ihres großen Gewichts) weitgehend der durchschnittlichen Arbeitslosenquote folgt, klafft die Schere der Beschäftigungschancen zwischen Akademikern und Ungelernten insbesondere seit Beginn der 1990er Jahre immer

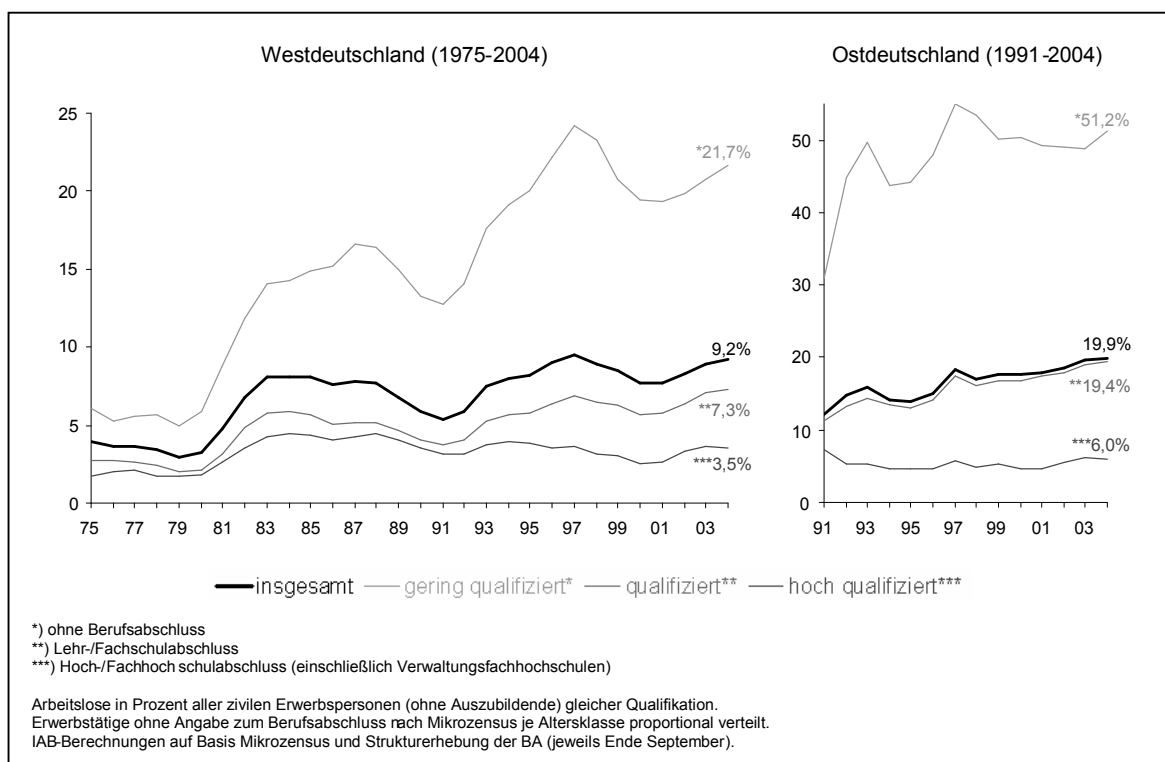
<sup>11</sup> Vgl. PFLÜGER (2002), S. 121ff.

<sup>12</sup> Vgl. JANSEN (2003), S. 20ff.

<sup>13</sup> Für eine detaillierte Diskussion der Entwicklung der Arbeitsmarktrisiken unterschiedlicher Qualifikationsgruppen vgl. auch REINBERG/HUMMEL (2005a).

stärker auseinander. Personen mit Fachhoch-/Hochschulabschluss trugen über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg das mit Abstand geringste Arbeitsmarktrisiko. Ihre Arbeitslosenquote verlief relativ stabil und auf niedrigem Niveau. Dagegen stieg die Arbeitslosigkeit unter den formal gering Qualifizierten im Zeitablauf fast stetig an. Berechnungen des IAB zufolge waren im Jahr 2004 in Westdeutschland 21,7% und in den neuen Bundesländern sogar 51,2% aller Erwerbspersonen ohne abgeschlossene Berufsausbildung arbeitslos.<sup>14</sup> Umgekehrt lag der Anteil der gering Qualifizierten an allen Arbeitslosen in Deutschland mit 34,3% bei über einem Drittel (West: 41,1%, Ost: 20,6%).<sup>15</sup>

**Abb. 1: Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquoten in Deutschland**



Quelle: REINBERG/HUMMEL (2005b), Anhang 1a, eigene Darstellung.

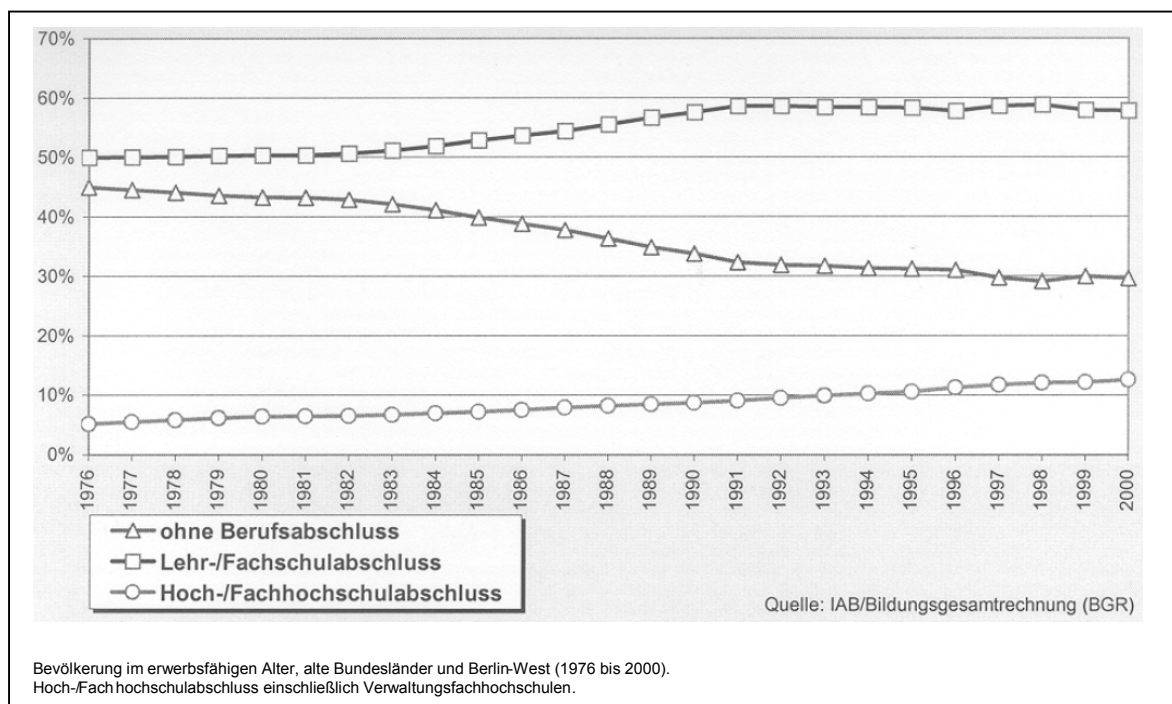
Eine wirksame Bekämpfung der Arbeitslosigkeit muss daher nicht zuletzt bei der Gruppe der gering Qualifizierten ansetzen, zumal sich deren Beschäftigungschancen aller Voraussicht

<sup>14</sup> Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquoten wurden bisher regelmäßig durch das IAB berechnet und veröffentlicht. Grundlage hierfür waren/sind einerseits Arbeitslosenzahlen der Strukturerhebung der Bundesagentur für Arbeit und andererseits Erwerbstätigenzahlen des Mikrozensus. Aufgrund einer veränderten Rechtsgrundlage (Neufassung des so genannten Mikrozensusgesetzes vom 24. Juni 2004) wurde der Mikrozensus für die Jahre 2005 bis 2012 methodisch und inhaltlich neu gestaltet (vgl. STATISTISCHES BUNDESAMT (2006a), S. 81ff.). Eine Anpassung der IAB-Berechnungen an die veränderte Datengrundlage bzw. eine Fortschreibung der Zeitreihen über 2004 hinaus ist dem Autor derzeit nicht bekannt.

<sup>15</sup> In der DDR hatten Ausbildungsabgänger ohne Berufsabschluss eher Ausnahmecharakter. Hinter der sehr hohen ostdeutschen qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquote von 51,2% stehen folglich absolut und relativ weniger Erwerbstätige und Arbeitslose als in den alten Bundesländern. So übertrifft der hier für das Jahr 2004 angegebene Anteil der Ungelernten an allen Arbeitslosen in Westdeutschland auch den für den Ostteil der Republik ausgewiesenen Wert. Vgl. hierzu REINBERG/HUMMEL (2002), S. 3.

nach auch in Zukunft weiter verschlechtern dürften. Aktuelle Bedarfsprojektionen wie etwa der „Deutschland Report 2030“ der Prognos AG rechnen stets mit einem weiteren massiven Abbau von Hilfs- und Einfacharbeitsplätzen.<sup>16</sup> Hinzu kommt, dass auch bei einfachen Arbeitstätigkeiten die kognitiven Anforderungen eher steigen dürften, sei es im Industrie- oder im Dienstleistungsbereich. Aufgrund einer zunehmenden Kompetenzlücke wird daher vermutet, dass einfache Arbeitsplätze künftig weniger häufig mit gering Qualifizierten besetzt werden (können).<sup>17</sup> Auch mit der zu erwartenden Schrumpfung der Alterskohorten der Jüngeren wird sich die Beschäftigungssituation der formal Ungelernten nicht entspannen. Vielmehr wird nach Eintritt der geburtenstarken und bereits mit einem hohen Qualifikationsniveau ausgestatteten Jahrgänge der 1950er und 1960er Jahre in das Rentenalter mit negativen gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen infolge eines Fachkräftemangels gerechnet, von denen wiederum schlechter Ausgebildete besonders betroffen wären.<sup>18</sup>

**Abb. 2: Qualifikationsstruktur des Arbeitsangebots (Westdeutschland)**



Quelle: Reinberg (2003), S. 19.

Zu beachten ist, dass sich die relative Arbeitsmarktposition der gering Qualifizierten in der Vergangenheit verschlechtert hat, obwohl sich die Struktur des Arbeitsangebots in Richtung einer Höherqualifizierung der Bevölkerung veränderte. In beiden deutschen Staaten wurde

<sup>16</sup> Vgl. HANDELSBLATT (2006), S. 6.

<sup>17</sup> Vgl. z.B. KUPKA (2005), S. 13.

<sup>18</sup> Vgl. BRENKE (2007), S. 79.

nach 1945 die Entwicklung der Bildungssysteme, wenn auch unterschiedlich akzentuiert, durch einen Prozess der Bildungsexpansion geprägt.<sup>19</sup> Über Jahrzehnte hinweg hat diese Bildungsexpansion einhergehend mit geburtenstarken Jahrgangskohorten das Qualifikationsniveau der Bevölkerung merklich gesteigert.<sup>20</sup> Wie in *Abbildung 2* erkennbar, ist in Westdeutschland der „Ungelerntenanteil“ an der Erwerbsbevölkerung seit Mitte der 1970er Jahre massiv gesunken, während die Bevölkerungsanteile der mittleren und höheren Qualifikationsebenen zunahm. Unübersehbar ist allerdings auch eine gewisse Stagnation der Anteilssätze der Ungelernten und der Personen mit Lehr-/Fachschulabschluss seit Beginn der 1990er Jahre. Bei der jüngeren Erwerbsbevölkerung war in den letzten Jahren sogar ein rückläufiger Bildungsstand zu beobachten. Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes sank zwischen 2000 und 2005 der Anteil der 20- bis 24jährigen mit mindestens einem Sekundar-II-Abschluss (Fachabitur, Abitur oder beruflicher Ausbildungsabschluss) von 74,7% auf 71,0%.<sup>21</sup> Überdurchschnittlich häufig verbleiben dabei Kinder aus Einwanderfamilien ohne abgeschlossene Berufsausbildung.<sup>22</sup>

Ebenfalls als problematisch anzusehen ist, dass selbst im Falle einer merklichen und nachhaltigen Belebung der deutschen Konjunktur Zweifel an einer entscheidenden Verbesserung der Beschäftigungssituation der gering Qualifizierten angebracht sind. Bei Betrachtung der Erwerbstätigkeit nach Qualifikationsgruppen in *Abbildung 3* fällt auf, dass in der Vergangenheit auch in Zeiten mit hohem Wirtschaftswachstum der Beschäftigungsabbau bei den Arbeitskräften ohne formale Berufsausbildung bestenfalls gebremst verlief, aber nicht zum Stillstand kam oder sich gar umkehrte.<sup>23</sup> Offensichtlich hat der Konjunkturverlauf die Arbeitsplatzver-

---

<sup>19</sup> Vgl. KLEMM (2001), S. 331.

<sup>20</sup> Vgl. REINBERG (2004), S. 66.

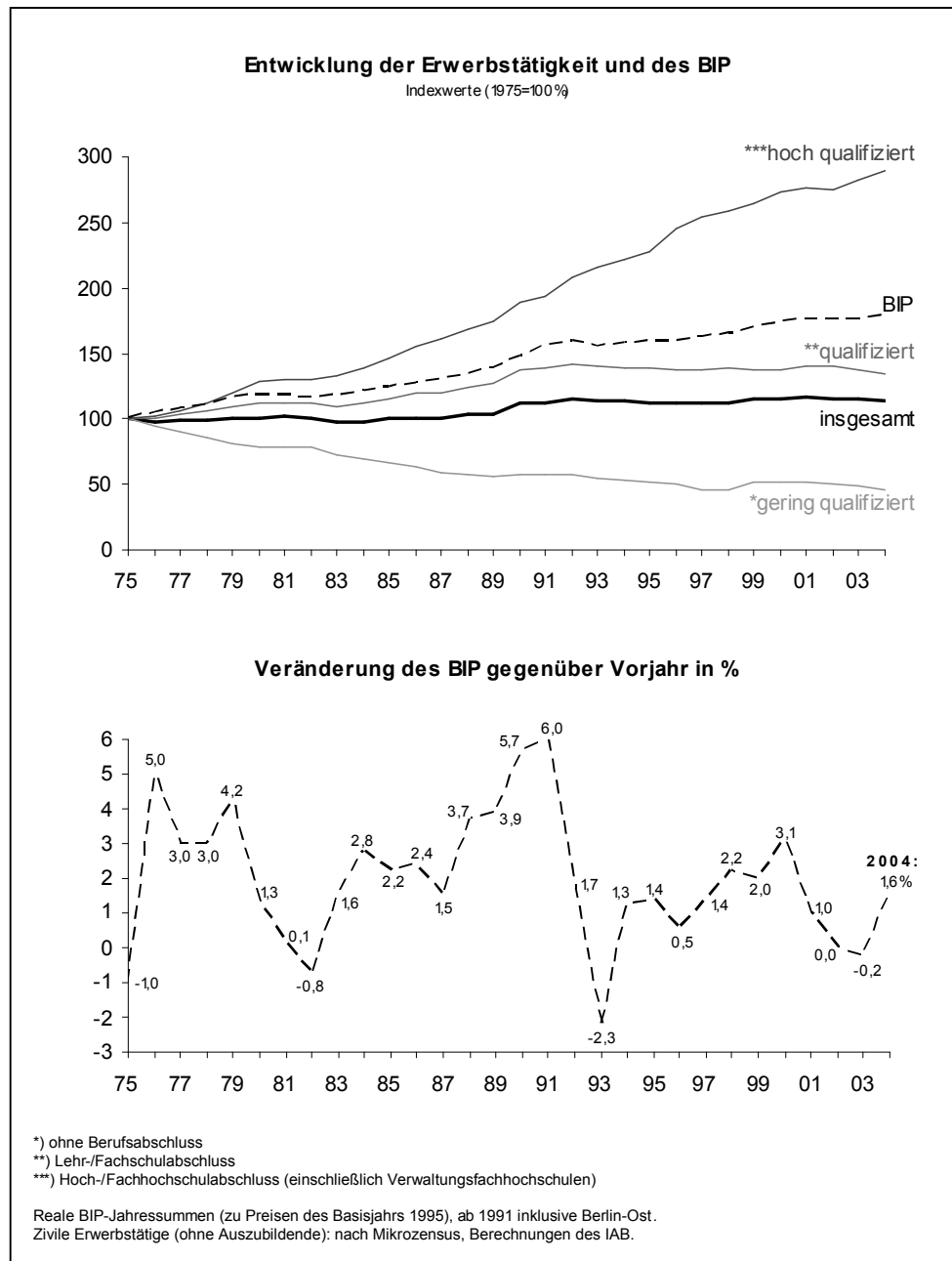
<sup>21</sup> Vgl. STATISTISCHES BUNDESAMT (2006b), S. 34.

<sup>22</sup> KLEMM (2001) stellt auf Basis des Mikrozensus fest, dass der Anteil junger Erwachsener ohne Berufsabschluss bei Ausländern 1998 um mehr als das Dreifache über dem der gleichaltrigen Deutschen lag (sowohl in West- als auch in Ostdeutschland waren mehr als ein Drittel der 20- bis unter 25jährigen Ausländer von Ausbildungslosigkeit betroffen). Wie KRUPKA (2005) zu bedenken gibt, geben diese Zahlen die Probleme von Kindern aus Zuwandererfamilien bei der schulischen und betrieblichen Ausbildung nur unvollkommen wieder, da nur zwischen ausländischen und deutschen Jugendlichen differenziert werden kann. Entsprechend des u.a. um den Themenkomplex „Migration und Integration“ inhaltlich erweiterten Mikrozensus 2005 ist jedoch davon auszugehen, dass zusätzlich zu den 7,3 Millionen Ausländern noch weitere 8 Millionen deutsche Staatsbürger mit Migrationshintergrund in der BRD leben. Vgl. STATISTISCHES BUNDESAMT (2006a), S. 73ff.

<sup>23</sup> Für die Darstellung der ausbildungsspezifischen Erwerbstätigenzahlen wurden wiederum Berechnungen des IAB auf Basis des Mikrozensus übernommen. Bezüglich der Verfügbarkeit von über 2004 hinaus aktualisierten Daten ist auf die vorangegangenen Hinweise zur Neugestaltung des Mikrozensus ab 2005 zu verweisen (vgl. Fußnote 14). 2005 kam es ebenfalls zu einer Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Länder. Die in *Abbildung 3* skizzierten Veränderungen des deutschen Produktionsniveaus basieren auf BIP-Werten zu Preisen des festen Basisjahres 1995. Seit 2005 greift die amtliche Statistik für die Deflationierung des Bruttoinlandsprodukts dagegen auf eine jährlich wechselnde Preisbasis (Vorjahrespreise) zurück („Chain-linking-Verfahren“). Preisbereinigte Größen werden jetzt als Kettenindizes und Veränderungsraten, jedoch nicht länger als Absolutwerte in Milliarden Euro veröffentlicht. Für die Jahre 2005 und 2006 weist das Statistische Bundesamt hierbei BIP-Wachstumsraten von 0,9% bzw. 2,7% aus.

luste bei den gering Qualifizierten ebenso wie den massiven Stellenzuwachs bei den Akademikern nur wenig beeinflussen können. Es erscheint daher fraglich, ob eine eventuelle längerfristige Steigerung des Wirtschaftswachstums über den für Deutschland gültigen Wert der Beschäftigungsschwelle auch auf der untersten Qualifikationsebene neue Arbeitsplätze schaffen würde.<sup>24</sup>

**Abb. 3: Entwicklung des Bruttoinlandsproduktes und der Erwerbstätigkeit nach Qualifikation im früheren Bundesgebiet**



Quelle: Reinberg/Hummel (2005b), Anhang 4, eigene Darstellung.

<sup>24</sup> Vgl. REINBERG/HUMMEL (2005a), S. 2.

Gemäß Abbildung 3 spiegelt sich die ungünstige Arbeitsmarktentwicklung für die gering Qualifizierten nicht nur in veränderten qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten wider, sondern gleichfalls in einer sich wandelnden Erwerbstätigenstruktur. Tatsächlich ging der Anteil der Arbeitskräfte ohne abgeschlossene Berufsausbildung an den sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten in den alten Bundesländern zwischen 1980 und 2002 von 30% auf rund 17% zurück.<sup>25</sup> Beim Blick auf den Rückgang der Gesamtbeschäftigung der Ungelernten darf allerdings nicht außer Acht gelassen werden, dass sich dahinter teilweise widersprüchliche Teilentwicklungen verbergen. KALINA/WEINKOPF (2005) stellen beispielsweise entgegen dem allgemeinen Trend für die gering Qualifizierten zwischen 1999 und 2002 in einigen Branchen und Berufen Beschäftigungsgewinne fest.<sup>26</sup> Eine positive Beschäftigungstendenz insbesondere im Dienstleistungsbereich war allerdings nicht ausreichend, um die Verschlechterung der Arbeitsmarktlage der formal Ungelernten insgesamt zu stoppen. In diesem Zusammenhang scheint nicht nur der fortgesetzte Abbau von Einfacharbeitsplätzen im Zuge von Rationalisierungsmaßnahmen relevant zu sein. Vielmehr gibt es deutliche Anzeichen für eine zunehmende Verdrängung durch formal höher Qualifizierte auf den verbliebenen Stellen unterhalb der Facharbeiterebene, welche für die Arbeitskräfte ohne Berufsausbildung traditionell von zentraler Bedeutung sind.<sup>27</sup> Zu beachten gilt es zudem, dass sowohl in den neuen als auch in den alten Ländern die gering qualifizierten Frauen die Hauptlast des Stellenabbaus auf dieser Qualifikationsebene trugen. Deren Beschäftigungsverluste lagen weit über dem registrierten Anstieg der Arbeitslosigkeit, was mit einem für Frauen bei ungünstigen wirtschaftlichen Rahmenbedingungen offenbar häufigeren Rückzug vom Arbeitsmarkt zu erklären ist.<sup>28</sup>

### 3.2 Qualifikationsspezifische Arbeitsmarktrisiken im internationalen Vergleich

Der Strukturwandel, welcher verstärkt die gering qualifizierten Arbeitnehmer unter Druck setzt, beschränkt sich nicht nur auf Deutschland. Dennoch scheint sich die Beschäftigungsproblematik der schlechter Ausgebildeten in Deutschland von derjenigen in anderen entwickelten Volkswirtschaften zu unterscheiden. Für einen internationalen Vergleich der relativen Arbeitsmarktrisiken unterschiedlicher Qualifikationsgruppen kann auf Datenbestände der OECD zurückgegriffen werden. In der jährlich erscheinenden Studie „Education at a Glance“ sind unter anderem qualifikationsspezifische Beschäftigten- und Arbeitslosenquoten für die OECD-Länder aufgeführt. Die Arbeitslosenquote der gering Qualifizierten in Deutschland

---

<sup>25</sup> Vgl. KALINA/WEINKOPF (2005), S. 2f.

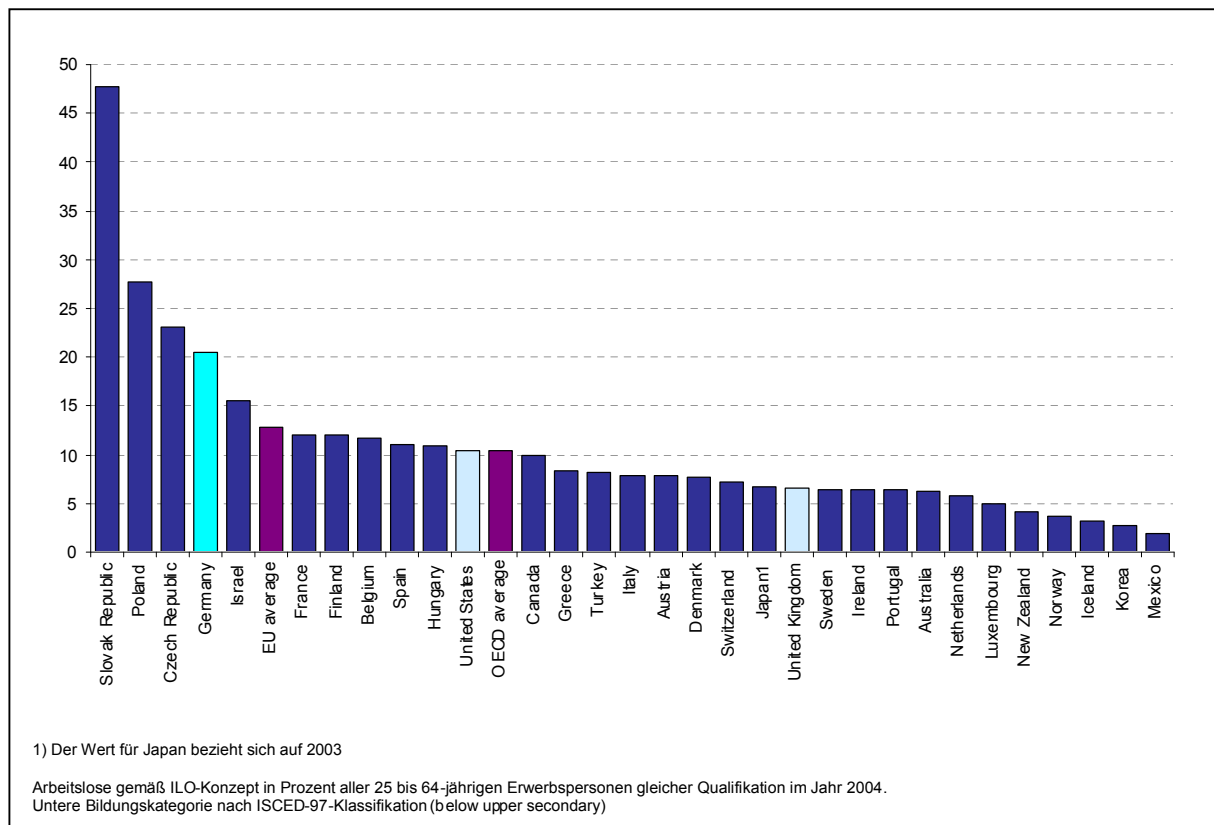
<sup>26</sup> Als „Wachstumsbereiche“ werden in diesem Zusammenhang u.a. das Hotel- und Gaststättengewerbe, Handel, Verkehr, das Gesundheitswesen sowie das Reinigungsgewerbe angeführt.

<sup>27</sup> Siehe im Einzelnen KALINA/WEINKOPF (2005), S. 4ff.

<sup>28</sup> Vgl. REINBERG/HUMMEL (2002), S. 4f.

geht dabei eindeutig über die anderer bedeutender Industrienationen hinaus und entsprechend unterdurchschnittlich fällt auch die deutsche Beschäftigtenquote dieser Personengruppe aus.<sup>29</sup> Der in der Literatur teilweise festgestellte „OECD-Weltmeistertitel“ Deutschlands bei der Arbeitslosigkeit der gering Qualifizierten<sup>30</sup> lässt sich anhand der zuletzt vorliegenden Werte für 2004 allerdings nicht bestätigen.

**Abb. 4: Gruppenspezifische Arbeitslosenquoten der gering Qualifizierten im internationalen Vergleich (2004)**



Quelle: OECD (Education at a Glance 2006, S. 118f. und 2005, S. 113f.), eigene Darstellung.

Wie *Abbildung 4* illustriert, wird die bereits sehr hohe deutsche Arbeitslosenquote der untersten Qualifikationsgruppe von 20,5% (männliche und weibliche Erwerbspersonen zwischen 25 und 64 Jahren) noch von der Tschechiens (23,0%), Polens (27,8%) und der Slowakei (47,7%) übertroffen.<sup>31</sup>

<sup>29</sup> Vgl. OECD (2006), S. 116f. und 118f.

<sup>30</sup> Vgl. SINN (2005), S. 23f. und 34.

<sup>31</sup> Die von der OECD angegebenen qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten für Deutschland unterscheiden sich von den in Abschnitt 3.1 vorgestellten. Um internationale Vergleiche der Arbeitslosigkeit zu ermöglichen, bedient sich die OECD wie auch andere inter- und supranationale Institutionen des Arbeitslosigkeitskonzepts der Internationalen Arbeitsorganisation (ILO). Unabhängig von den im vorherigen Abschnitt relevanten Daten der nationalen Arbeitsverwaltung wird dabei die Zahl der Arbeitslosen nach einheitlichen Kriterien im Rahmen von regelmäßigen Bevölkerungsbefragungen ermittelt. Die von der OECD verwendete Definition der Arbeitslosig-

**Tabelle 1: Harmonisierte Arbeitslosenquoten in der Europäischen Union**

Land	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Belgien	7,1	8,1	8,1	8,1	7,8	8,0	7,1	5,8	5,4	6,4	6,7	7,0	7,1
Bulgarien	:	:	:	:	:	:	:	14,5	17,2	16,0	12,2	10,6	8,9
Dänemark	8,9	7,2	6,1	5,6	4,7	4,4	4,4	4,0	3,9	4,1	4,8	5,1	4,2
Deutschland	6,4	7,0	6,8	7,3	7,9	7,7	7,1	6,6	6,5	7,1	8,1	8,6	8,6
Estland	:	:	:	:	8,7	8,4	10,0	11,4	11,1	9,4	8,7	8,2	7,0
Finnland	14,1	14,5	13,7	13,0	11,0	9,7	8,6	8,1	7,6	7,4	7,2	7,2	6,8
Frankreich	9,1	9,6	9,2	9,7	9,7	9,5	9,0	7,9	7,2	7,4	8,1	8,1	8,1
Griechenland	5,9	6,2	6,5	6,7	7,0	7,9	9,1	8,7	8,4	8,3	7,9	8,7	8,3
Irland	13,1	12,2	10,6	10,2	8,6	6,6	5,0	3,6	3,2	3,6	3,8	3,6	3,5
Italien	6,6	7,5	8,1	8,2	8,5	8,7	8,6	8,0	7,4	7,0	6,8	6,5	6,2
Lettland	:	:	:	:	:	12,5	12,7	12,7	11,6	10,9	9,5	9,4	8,3
Litauen	:	:	:	:	:	11,4	12,0	14,6	14,9	12,5	11,1	10,3	7,6
Luxemburg	2,2	2,6	2,3	2,3	2,1	2,2	1,9	1,8	1,5	2,2	3,1	4,2	3,8
Malta	:	:	:	:	:	:	:	4,7	4,0	4,6	4,9	4,8	4,9
Niederlande	5,3	5,9	5,6	5,0	4,1	3,1	2,5	2,3	1,7	2,3	3,2	3,9	4,1
Österreich	3,5	3,5	3,6	4,0	4,0	4,2	3,7	3,4	3,3	3,8	3,7	4,0	4,3
Polen	:	:	:	:	9,3	8,6	11,1	13,3	14,8	16,5	16,3	16,0	15,1
Portugal	4,3	5,4	5,7	5,7	5,4	4,2	3,8	3,3	3,2	4,1	5,2	5,6	6,7
Rumänien	:	:	:	:	3,5	3,8	4,8	5,3	4,9	6,4	5,4	6,2	5,6
Schweden	14,1	14,5	13,7	13,0	11,0	9,7	8,6	8,1	7,6	7,4	7,2	7,2	6,8
Slowakei	:	:	:	:	:	10,1	12,9	15,3	15,7	15,3	14,9	16,0	14,4
Slowenien	:	:	:	5,1	5,2	5,8	5,8	5,4	4,7	5,1	5,4	5,1	5,4
Spanien	13,8	15,0	14,3	13,8	13,1	11,8	10,0	8,9	8,3	9,1	9,1	8,7	7,7
Tschechische Republik	:	:	:	:	:	5,2	7,1	7,3	6,8	6,1	6,6	7,0	6,8
Ungarn	:	:	:	8,2	7,7	7,2	5,9	5,4	5,0	5,0	5,0	5,2	6,1
Vereinigtes Königreich	8,6	7,9	7,1	6,6	5,5	4,9	4,7	4,2	3,8	3,9	3,6	3,3	3,3
Zypern	:	:	:	:	:	:	:	4,2	3,3	3,0	3,6	4,0	4,3
<b>EU-27</b>	:	:	:	:	:	:	:	<b>7,2</b>	<b>7,0</b>	<b>7,4</b>	<b>7,5</b>	<b>7,6</b>	<b>7,3</b>
<b>EU-15</b>	<b>8,0</b>	<b>8,4</b>	<b>8,2</b>	<b>8,2</b>	<b>8,1</b>	<b>7,7</b>	<b>7,1</b>	<b>6,4</b>	<b>6,0</b>	<b>6,3</b>	<b>6,7</b>	<b>6,8</b>	<b>6,6</b>
<b>Eurozone*</b>	<b>7,9</b>	<b>8,6</b>	<b>8,5</b>	<b>8,7</b>	<b>8,7</b>	<b>8,3</b>	<b>7,6</b>	<b>6,9</b>	<b>6,5</b>	<b>6,9</b>	<b>7,4</b>	<b>7,5</b>	<b>7,4</b>
USA	5,6	4,8	4,3	4,2	3,8	3,4	3,1	3,0	3,7	4,6	4,8	4,4	4,0
Japan	2,1	2,5	2,7	2,9	2,9	3,6	4,1	4,2	4,5	4,8	4,7	4,2	4,0

\*) ohne Slowenien, ab 2001 mit Griechenland

Harmonisierte Arbeitslosenquoten nach ILO-Konzept,  
Erwerbspersonen von 25 Jahren und älter, Jahresdurchschnitt in Prozent

<http://europa.eu.int/comm/eurostat/>, Stand: 5. Januar 2007

Quelle: EUROSTAT, eigene Darstellung.

Natürlich ist zu berücksichtigen, dass auch das Niveau der Arbeitslosigkeit insgesamt in Deutschland höher ist als in den meisten Industrieländern. *Tabelle 1* gibt die harmonisierten Arbeitslosenquoten der EU-Staaten sowie von Japan und den USA wieder. Im Jahr 2005 lag die deutsche Erwerbslosenquote deutlich über dem EU-Durchschnitt, welcher selbst wiederum die US-amerikanischen und japanischen Vergleichswerte eindeutig überstieg. Zum Teil

keit entspricht dem deutschen Erwerbslosenkonzept und nicht dem der registrierten Arbeitslosigkeit. Wie die im Anhang A.1 befindliche Übersicht verdeutlicht, sind zudem die abgegrenzten Bildungskategorien nicht deckungsgleich. Während etwa bei den bisherigen Überlegungen Abiturienten ohne beruflichen Abschluss der untersten Qualifikationsgruppe zugeordnet wurden, erfüllen diese Erwerbspersonen nach dem auf der Bildungsskala ISCED (International Standard Classification of Education) basierenden Gruppierungskonzept der OECD die Kriterien der mittleren Qualifikationsebene.



übertraf das Ausmaß der Arbeitslosigkeit in Deutschland sogar das der neuen EU-Mitgliedsstaaten aus Mittel- und Osteuropa. Während des Weiteren einige EU-Staaten wie etwa Irland, Schweden, Finnland, Dänemark, Großbritannien oder auch Spanien in den letzten Jahren große Fortschritte beim Abbau der Arbeitslosigkeit erzielen konnten, war Deutschland im selben Zeitraum mit einer anhaltend hohen und im Trend steigenden Erwerbslosigkeit konfrontiert. Insgesamt differieren die Arbeitslosenquoten in der EU mitunter sehr stark, was trotz offizieller Freizügigkeit für in der Praxis doch mehr oder weniger unabhängige nationale Arbeitsmärkte spricht.<sup>32</sup> Um bei international unterschiedlichen Gesamtniveaus an Beschäftigungslosigkeit einen Eindruck über die relative Arbeitslosigkeitsbetroffenheit der gering Qualifizierten zu erhalten, empfiehlt es sich, der Vorgehensweise von NICKELL/BELL (1996) folgend, Verhältniszahlen der qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten zu bilden. In *Tabelle 2* ist daher neben den jeweiligen Erwerbslosenquoten der verschiedenen Qualifikationsgruppen das Verhältnis der Arbeitslosenquoten der Ungelernten und der Hochschulabsolventen angegeben.

**Tabelle 2: Arbeitsmarktrisiken unterschiedlicher Qualifikationsgruppen in Deutschland, Großbritannien und den USA**

		1991	1995	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
<b>D</b>	gering qualifiziert (GQ)	7,4	13,3	15,4	15,9	13,9	13,5	15,3	18,0	20,5
	qualifiziert (Q)	4,7	7,9	10,3	8,8	8,1	8,2	9,0	10,2	11,2
	hoch qualifiziert (HQ)	3,2	4,9	5,5	5,0	4,2	4,2	4,5	5,2	5,5
	<b>Verhältnis GQ/HQ</b>	<b>2,3</b>	<b>2,7</b>	<b>2,8</b>	<b>3,2</b>	<b>3,3</b>	<b>3,2</b>	<b>3,4</b>	<b>3,5</b>	<b>3,7</b>
<b>GB</b>	gering qualifiziert (GQ)	10,4	12,8	10,5	10,0	8,9	7,6	8,5	6,9	6,6
	qualifiziert (Q)	6,5	7,5	5,0	4,9	4,6	3,9	4,1	3,9	3,7
	hoch qualifiziert (HQ)	3,3	3,7	2,6	2,7	2,1	2,0	2,4	2,4	2,2
	<b>Verhältnis GQ/HQ</b>	<b>3,1</b>	<b>3,4</b>	<b>4,1</b>	<b>3,7</b>	<b>4,2</b>	<b>3,8</b>	<b>3,5</b>	<b>2,9</b>	<b>2,9</b>
<b>USA</b>	gering qualifiziert (GQ)	12,3	10,0	8,5	7,7	7,9	8,1	10,2	9,9	10,5
	qualifiziert (Q)	6,5	5,0	4,5	3,7	3,6	3,8	5,7	6,1	5,6
	hoch qualifiziert (HQ)	2,9	2,7	2,1	2,1	1,8	2,1	3,0	3,4	3,3
	<b>Verhältnis GQ/HQ</b>	<b>4,2</b>	<b>3,6</b>	<b>4,1</b>	<b>3,7</b>	<b>4,5</b>	<b>3,9</b>	<b>3,4</b>	<b>2,9</b>	<b>3,2</b>
<b>OECD*</b>	gering qualifiziert (GQ)	8,9	10,8	9,5	9,5	9,1	8,9	9,4	10,2	10,4
	qualifiziert (Q)	5,9	7,3	6,4	6,1	5,8	5,6	5,9	6,2	6,2
	hoch qualifiziert (HQ)	3,5	4,6	4,1	3,8	3,6	3,3	3,8	4,0	3,9
	<b>Verhältnis GQ/HQ</b>	<b>2,5</b>	<b>2,3</b>	<b>2,3</b>	<b>2,5</b>	<b>2,6</b>	<b>2,7</b>	<b>2,5</b>	<b>2,6</b>	<b>2,7</b>

\*) Für die Gesamtheit der OECD-Staaten durchschnittlich festgestellte Werte.

Arbeitslose gemäß ILO-Konzept in Prozent aller 25 bis 64-jährigen Erwerbspersonen gleicher Qualifikation.  
Einteilung der Bildungskategorien nach ISCED-97-Klassifikation:  
GQ - Below upper secondary  
Q - Upper secondary and post-secondary non-tertiary  
HQ - Tertiary education

Quelle: OECD (Education at a Glance 2006, S. 118f. und 2005, S. 113f.), eigene Darstellung.

<sup>32</sup> Vgl. NICKELL (2003), S. 25.

Besonders interessant stellt sich der Vergleich der Beschäftigungschancen der gering Qualifizierten in Deutschland und den USA sowie dem Vereinigten Königreich dar. Die angelsächsischen Länder, deren Lohnstrukturen als besonders flexibel gelten, weisen für 2004 erwartungsgemäß niedrigere Arbeitslosenquoten unter Ungelernten aus als Deutschland. Zu Beginn der 1990er Jahre stellte sich die Situation aber noch gänzlich anders dar. Damals lag die gruppenspezifische Arbeitslosenquote in Deutschland mit nur 7,4% deutlich unter und die Quote von Großbritannien und den Vereinigten Staaten deutlich über dem für die Gesamtheit der OECD-Staaten durchschnittlich festgestellten Wert. Noch Mitte der 1990er Jahre beschäftigten sich NICKELL und BELL mit der Frage, wieso Deutschland trotz stärkerer Lohnrigiditäten und höherer Reallöhne im unteren Einkommensbereich mit weniger Beschäftigungsproblemen bei den gering qualifizierten Arbeitskräften zu kämpfen hatte als die angelsächsischen Staaten. Als mögliche Erklärung führten die beiden Autoren die Besonderheiten des deutschen Bildungssystems an. Dieses, wie NICKELL und BELL für die frühen 1990er Jahre feststellten, lege besonderen Wert auf eine solide Ausbildung und Schulung der weniger begabten und befähigten Schüler/Auszubildenden. Damit seien die gering Qualifizierten in Deutschland in der Lage, die für sie ungünstige Nachfrageentwicklung auf dem Arbeitsmarkt besser zu kompensieren.<sup>33</sup> Was nun die relative Betroffenheit von Arbeitslosigkeit anbelangt, finden sich in Tabelle 2 für Großbritannien und die USA speziell seit Ende der 1990er Jahre sinkende Werte. Nach den neuesten Daten liegt dort das anhand des Quotienten aus der Arbeitslosenquote der untersten und höchsten Qualifikationsgruppe angedeutete relative Arbeitsmarktrisiko der Ungelernten aber noch immer über dem OECD-Durchschnitt. Für Deutschland dagegen stieg der Quotient, ausgehend von einem Niveau unterhalb des im Zeitablauf relativ konstanten durchschnittlichen OECD-Wertes, quasi stetig an und übertraf 2003 erstmals die amerikanischen und britischen Vergleichszahlen.

Zur Einschätzung der Arbeitsmarktlage minder qualifizierter Personen in Deutschland bemüht sich die Deutsche Bundesbank in ihrem Monatsbericht 01/2007 ebenfalls um eine Ausblendung der im Industrieländervergleich unterschiedlichen Höhe der Gesamtarbeitslosigkeit. Hierfür wird der Anteil von Personen ohne abgeschlossene Berufsausbildung und mit höchstens mittlerem Schulabschluss an den Arbeitslosen (bzw. den Beschäftigten) deren Anteil an den Erwerbspersonen (bzw. der Bevölkerung insgesamt) gegenübergestellt. Wie erwartet ist in Deutschland der Anteil der untersten Qualifikationsgruppe bei den Arbeitslosen höher als bei allen Erwerbspersonen und bei den Beschäftigten geringer als bei der Gesamtbevölkerung. Diese Diagnose trifft jedoch auch auf die anderen Staaten des Euro-Raums sowie Großbritan-

---

<sup>33</sup> Vgl. NICKELL/BELL (1996), S. 305ff.

nien und die USA zu.<sup>34</sup> Für Deutschland ist der relative Beitrag der formal gering Qualifizierten zur Gesamtarbeitslosigkeit (zur Gesamtbeschäftigung) zwar hoch (niedrig), fällt aber im Rahmen einer vergleichenden Länderanalyse nicht außergewöhnlich aus.<sup>35</sup> Zu beachten ist zudem, dass 2003 in Deutschland nach Angaben der OECD gerade einmal 13% aller Erwerbspersonen als „gering qualifiziert“ einzustufen waren. Während die US-Quote mit nur 10% sogar noch darunter liegt, entfallen in Ländern wie Frankreich oder Spanien 30% bzw. die Hälfte der Erwerbspersonen auf die unterste Qualifikationsstufe. Die Einstufung in Qualifikationsgruppen nimmt die OECD anhand der sechsstufigen ISCED-Skala vor (International Standard Classification of Education). Diese in Anhang A.1 dargestellte Klassifikation ist auf formale, schulische Ausbildungen ausgelegt, wobei landesspezifische Besonderheiten wie etwa das duale Ausbildungssystem in Deutschland nicht adäquat berücksichtigt werden können.<sup>36</sup> Geht man nun davon aus, dass sich in Ländern, wie den oben genannten, die Verteilung der für die Beschäftigungschancen relevanten individuellen Fähigkeiten nicht fundamental voneinander unterscheidet, ist es nicht überraschend, dass bei kleineren Teilgruppen der nach formalen Kriterien als gering qualifiziert eingestuften die gruppenspezifische Arbeitslosenquote höher ausfällt als bei großen Teilgruppen.<sup>37</sup> Aus diesem Grund sowie aufgrund der unterschiedlich stark ausgeprägten Gesamtarbeitslosigkeit sind qualifikationsspezifische Arbeitslosenquoten im Ländervergleich nur ein unzureichender Indikator für die Intensität der Beschäftigungsprobleme der unterschiedlichen Qualifikationsgruppen.

#### 4. DIE FLEXIBILITÄT DER DEUTSCHEN LOHNSTRUKTUR

Für viele Ökonomen hängt die gegenüber anderen OECD-Staaten höhere Arbeitslosenquote der gering Qualifizierten in Deutschland unmittelbar mit einer mangelnden Flexibilität der Lohnstruktur zusammen. Diese Auffassung vertritt z.B. auch der Sachverständigenrat in seinem Jahresgutachten 2002/03:

„Die Lohnstruktur in Bezug auf die Qualifikationen ist in Deutschland im Gegensatz zu anderen großen Industrieländern, die ihre Arbeitslosigkeit reduziert haben, in den letzten zwanzig Jahren weitgehend konstant geblieben, obwohl sich die Struktur der Nachfrage zu Ungunsten der weniger Qualifizierten verschoben hat. Zwangsläufig muss dann die Arbeitslosigkeit zunehmen.“<sup>38</sup>

---

<sup>34</sup> Bei der Analyse der Anteilssätze bezieht sich die Deutsche Bundesbank auf Daten der Labour Force Statistics der OECD für das Jahr 2002 bzw. 2003.

<sup>35</sup> Siehe im Einzelnen DEUTSCHE BUNDESBANK (2007), 44ff.

<sup>36</sup> Vgl. SCHETTKAT (2006), S. 45f.

<sup>37</sup> Vgl. DEUTSCHE BUNDESBANK (2007), S. 46.

<sup>38</sup> SACHVERSTÄNDIGENRAT (2002/03), Ziffer 461.

Unabhängig von der Popularität und Plausibilität einer derartigen Hypothese ist eine empirische Operationalisierung und exakte Quantifizierung des Zusammenhangs zwischen Lohnhöhe oder Lohnstrukturen einerseits und der Beschäftigung von Personen andererseits sehr schwierig.<sup>39</sup> Die im Folgenden präsentierte Untersuchung dient nicht dem expliziten Test von Kausalzusammenhängen. Vielmehr beschränkt sie sich auf die Beschreibung der Verteilung der Löhne in Deutschland sowie die Gegenüberstellung dieser deskriptiven Ergebnisse mit internationalen Vergleichswerten, um dadurch Aufschlüsse über den Grad der Flexibilität der deutschen Lohnstruktur zu erhalten. Für eine solche international vergleichende Analyse bieten sich die USA als Benchmark an, weil der dortige Arbeitsmarkt nur verhältnismäßig geringen institutionellen Beschränkungen unterliegt.<sup>40</sup> Bezüglich der europäischen Länder erscheint des Weiteren Großbritannien, welches auf dem Gebiet der Lohndifferenzierung verbreitet als auf „halbem Weg“ zwischen Deutschland und den Vereinigten Staaten befindlich eingeordnet wird, als ein sinnvoller Referenzpunkt.<sup>41</sup>

Der für die relative Arbeitsmarktposition der gering Qualifizierten relevanten Frage nach der Intensität der Lohnspreizung soll demnach mittels einer Auswertung von harmonisierten Datenbeständen des deutschen Sozio-oekonomischen Panels (*SOEP*), der amerikanischen Panel Study of Income Dynamics (*PSID*) und der British Household Panel Survey (*BHPS*) nachgegangen werden. In Abschnitt 4.1 werden zunächst landesspezifische Entwicklungstendenzen bei der Lohnverteilung beschrieben und miteinander verglichen. Unterkapitel 4.2 untersucht daraufhin den Zusammenhang zwischen Lohn disparität und Qualifikation und damit Verdienstunterschiede zwischen und innerhalb von ausbildungsspezifischen Arbeitnehmergruppen. Zum besseren Verständnis der empirischen Analyseergebnisse findet sich im Anhang A.2 dieses Diskussionspapiers eine kurze Einführung in die methodischen Grundlagen der Disparitätsmessung, wobei insbesondere auch auf die in jüngerer Zeit viel beachteten Dekompositionsverfahren eingegangen wird.

## **4.1 Entwicklung der Lohnungleichheit in Deutschland, Großbritannien und den USA**

### *4.1.1 Datenbasis*

Einen ersten Eindruck bezüglich des Grades der Lohnflexibilität in Deutschland soll eine Analyse von Niveau und Dynamik der Verteilungsungleichheit individueller Bruttoarbeitseinkünfte vermitteln. Als Untersuchungsbasis dient ein anonymisierter Mikro-Datensatz des vom

---

<sup>39</sup> Hierbei sind verschiedene Analyseprobleme anzuführen wie etwa die große Heterogenität des Faktors Arbeit. Siehe im Einzelnen FITZENBERGER/GARLOFF/KOHN (2003), S. 1ff.

<sup>40</sup> Vgl. SCHETTKAT (2006), S. 45.

<sup>41</sup> Vgl. z.B. GREIFENSTEIN (1999), S. 17 und 26.

DIW Berlin in Zusammenarbeit mit Infratest Sozialforschung erhobenen Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). Das SOEP ist eine repräsentative Studie privater Haushalte in Deutschland, welche im jährlichen Rhythmus bei denselben Personen und Familien durchgeführt wird. Die Studie begann im Jahr 1984 mit der Befragung von 12.290 Personen in 5.921 Haushalten der BRD und wurde bereits im Juni 1990 auf das Gebiet der ehemaligen DDR ausgeweitet. Mittlerweile umfasst das SOEP 22 Wellen wobei in den Jahren 1994/95, 1998, 2000 und 2002 verschiedene Ergänzungs- und Erweiterungsstichproben eingeführt und in die Erhebung integriert wurden.<sup>42</sup> Während der Stichprobenumfang gegenüber anderen Quellen für Einkommensdaten wie der IAB Beschäftigtenstichprobe (IABS) oder der vom Statistischen Bundesamt durchgeführten Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) kleiner ausfällt, überzeugt das SOEP durch viele Detailinformationen zum sozioökonomischen Hintergrund der Befragten. Insbesondere auch bezüglich Ausbildung und Qualifikation finden sich hier in größerem Umfang personenbezogene Angaben. Ein weiterer entscheidender Vorteil der SOEP-Daten ist deren Einbindung in das Cross-National Equivalent File (CNEF). Dabei handelt es sich um einen von der Cornell University angebotenen Datensatz, in dem verschiedene nationale Paneldaten integriert und durch eine Harmonisierung der Variablen vergleichbar gemacht werden.<sup>43</sup> Konkret sind im CNEF Daten des deutschen Sozio-oekonomischen Panels (SOEP), der amerikanischen Panel Study of Income Dynamics (PSID), der British Household Panel Study (BHPS), der kanadischen Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) und der Household Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA) enthalten. Anhand des CNEF lassen sich somit relative bequem international vergleichende Analysen wie die folgende Gegenüberstellung von deutscher, amerikanischer und britischer Lohn disparität anstellen.

Im Vergleichsdatensatz für das SOEP, die PSID und die BHPS ist der Stundenlohn nicht direkt erfasst und muss daher aus den Angaben zur geleisteten Jahresarbeitszeit und der Summe der individuellen Arbeitseinkünfte konstruiert werden. Die hier präsentierte Untersuchung der Lohnungleichheit greift dabei auf die CNEF-Einkommensvariable „*Individual Labor Earnings*“ zurück. Darin sind sämtliche Einkünfte aus unselbständiger und selbständiger Arbeitstätigkeit der Erwerbspersonen über 16 Jahre inklusive Prämien und Sonderzahlungen wieder-

---

<sup>42</sup> Vgl. DIW (2006).

<sup>43</sup> Die Harmonisierung von unterschiedlichen Einkommens-, Ausbildungs- oder Beschäftigungsgrößen im Rahmen des CNEF baut auf einem für die Luxembourg Income Study (LIS) entwickelten Verfahren auf. Ebenso wie das CNEF ermöglicht die LIS eine international vergleichende Einkommensanalyse. Allerdings ist der Zugriff auf die derzeit 30 Länder umfassende LIS-Datenbank für die Wissenschaft nur auf indirektem Wege gegeben und es besteht im Gegensatz zum CNEF keine Möglichkeit von Längsschnittbetrachtungen. Vgl. BURKHAUSER/BUTRICA et al. (2001).

gegeben. Die Arbeitseinkünfte sind auf Jahresbasis erfasst und werden jeweils für das Vorjahr der Erhebung ermittelt.<sup>44</sup> Für die USA liegen PSID-Lohndaten zwischen 1979 und 1996 sowie für die Jahre 1998, 2000 und 2002 vor. Die Analyse der britischen Lohnverteilung stützt sich auf BHPS-Daten zwischen 1990 und 2003. Um eventuellen unzuverlässigen Analyseergebnissen vorzubeugen, werden in Anlehnung an andere SOEP-basierte Studien der personellen Einkommensverteilung die Daten der ersten Erhebungswelle des Sozio-oekonomischen Panels aus dem Jahr 1984 von der Auswertung ausgeschlossen.<sup>45</sup> Damit begrenzt sich der Untersuchungszeitraum auf die Wellen B (1985) bis V (2005).<sup>46</sup>

Bisherige Schätzungen der deutschen Lohn disparität divergieren je nach verwendeter Datengrundlage und Zeitraum. Dabei wird für Deutschland verbreitet eine stabile und im internationalen Vergleich moderate Lohnspreizung festgestellt. Für SCHETTKAT (2006) beruht diese Diagnose jedoch in erster Linie auf einer Begrenzung des Analysezeitraums bis Mitte der 1990er Jahre sowie einer Eingrenzung des untersuchten Personenkreises auf Vollzeitbeschäftigte und Männer.

In einigen Datensätzen wie etwa der IAB-Beschäftigtenstichprobe können aufgrund fehlender oder unzureichender Arbeitszeitangaben keine Stundenlöhne sinnvoll berechnet werden, und es muss für die Untersuchung der Lohnungleichheit auf Tages- oder Monatsverdienste zurückgegriffen werden. Um zu verhindern, dass auf unterschiedlichen individuellen Arbeitszeiten beruhende Verdienstunterschiede in größerem Ausmaß als Lohnvariationen fehlinterpretiert werden, beschränken sich empirische Studien zur Lohnspreizung häufig auf Vollzeitbeschäftigte. Zudem fokussiert sich die Analyse des Öfteren auf die Arbeitseinkünfte von Männern, da hier Teilzeitbeschäftigung deutlich weniger verbreitet ist als bei Frauen. Als eine der wenigen deutschen Umfragen gibt das SOEP, wie bereits angedeutet, dagegen detailliert Auskunft über die Zahl der individuell geleisteten Arbeitsstunden. Die damit abgeleiteten Bruttoeinkünfte pro Arbeitsstunde erlauben im Folgenden, Einkommensinformationen von Voll- und Teilzeitbeschäftigten auszuwerten. Darüber hinaus wird der Datenbestand des SOEP bzw. des CNEF jährlich aktualisiert, womit sich auch Veränderungen der Lohnungleichheit in der jüngsten Vergangenheit identifizieren lassen.

---

<sup>44</sup> Die im Weiteren aufgeführten Zeitangaben beziehen sich stets auf das Jahr der Einkommenserzielung und nicht auf das Erhebungsjahr bzw. die SOEP-/PSID-/BHPS-Welle.

<sup>45</sup> Vgl. z.B. FRICK/GOEBEL et al. (2005).

<sup>46</sup> Aus datenschutzrechtlichen Gründen dürfen innerhalb des CNEF die SOEP-Daten nur als 95%-Stichprobenversion (Scientific-Use-Sample) weitergegeben werden. Für Wissenschaftler in Deutschland steht allerdings mit dem SPEQUIV-Datensatz eine 100% Version der für das CNEF harmonisierten SOEP-Daten zur Verfügung, welcher auch die Datengrundlage der nachfolgenden Analysen darstellt.

#### 4.1.2 Analyseresultate

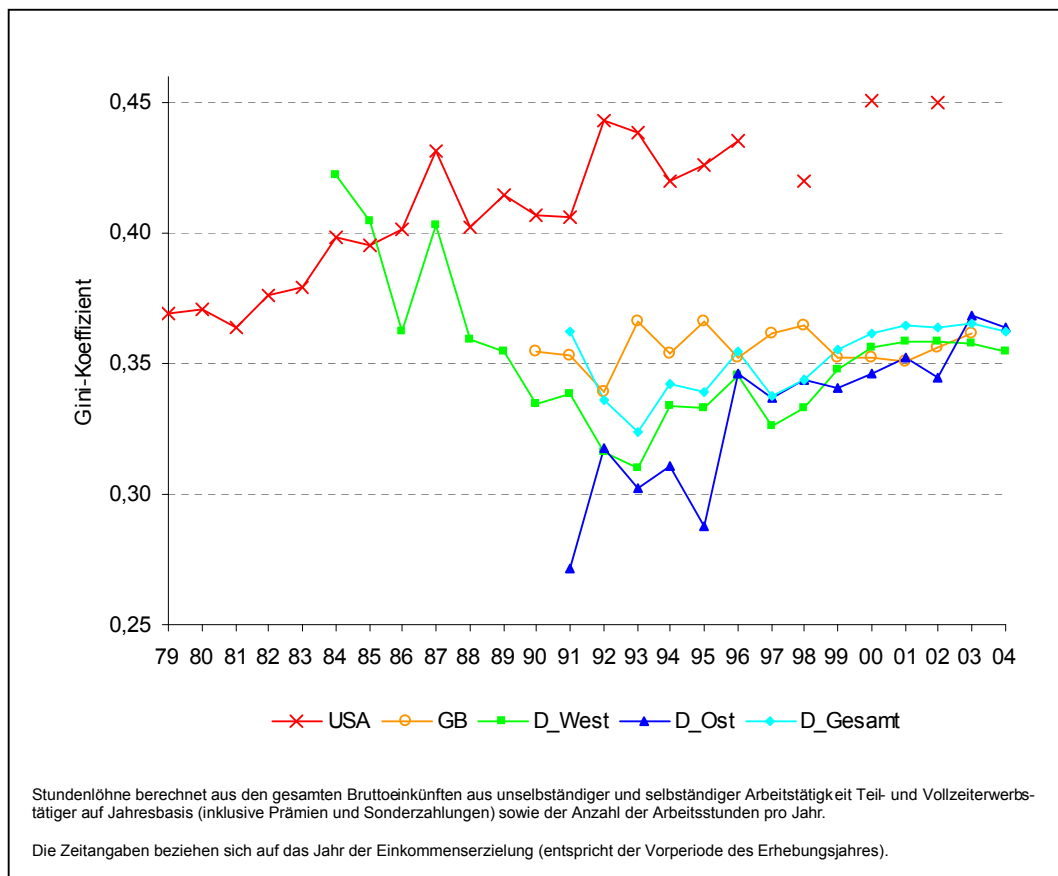
Bei der auf CNEF-Basis mittels Gini-Koeffizienten gemessenen Verteilungsungleichheit der Stundenlöhne zeigen sich deutliche Unterschiede sowohl zwischen Deutschland und den USA bzw. Großbritannien als auch zwischen den west- und ostdeutschen Landesteilen (*Abbildung 5*). Erwartungsgemäß fällt der Umfang der Lohnspreizung in Ostdeutschland unmittelbar nach der Wiedervereinigung verhältnismäßig gering aus. Zwar war auch in der Wirtschaftsordnung der DDR eine gewisse Leistungskomponente bei der Entlohnung durchaus erwünscht, allerdings bestehen keine Zweifel darüber, dass es im Zuge der sozialistischen Nivellierungspolitik zu einer mehr oder weniger starken Einebnung der Einkommensunterschiede kam.<sup>47</sup> Nach der deutschen Einheit nahm die Ungleichheit der Arbeitseinkünfte in den neuen Bundesländern deutlich zu und bewegte sich spätestens Mitte der 1990er Jahre auf westdeutschem Niveau. Die westdeutsche Lohnverteilung erweist sich anhand der CNEF-Daten überraschenderweise als weniger stabil als die britische. Ausgehend von einem über dem damaligen US-Niveau liegenden Disparitätswert im Jahr 1984 nahm die Lohnspreizung in den alten Bundesländern bis Anfang/Mitte der 1990er Jahre im Trend nachhaltig ab. In der zweiten Hälfte des vergangenen Jahrzehnts ist dagegen ein deutlicherer Anstieg der westdeutschen Lohnungleichheit auszumachen. In den letzten Jahren verlor diese Entwicklung allerdings wieder an Dynamik, und die Disparitätswerte stabilisierten sich noch unterhalb des Ausgangsniveaus Mitte der 1980er Jahre. Die gesamtdeutsche Lohndisparität entwickelte sich im Zeitablauf weitgehend parallel zu der für die alten Bundesländer gemessenen. Mit Ausnahme der letzten beiden Beobachtungsperioden ist für Gesamtdeutschland eine höhere Lohnspreizung als für die beiden Landesteile auszumachen. Hier zeigt sich, dass es sich bei der gesamtdeutschen Ungleichheit nicht nur um einen bloßen Durchschnittswert der „regionalen“ Disparitäten handelt, sondern auch Einkommensdifferenzen zwischen West- und Ostdeutschland von Relevanz sind.<sup>48</sup>

---

<sup>47</sup> Vgl. MÖLLER (2005a), S. 47f. oder MÖLLER (2005b), S. 2.

<sup>48</sup> Die Verdienstunterschiede zwischen West und Ost waren unmittelbar nach der Wiedervereinigung am stärksten ausgeprägt. Eine zu beobachtende Annäherung des ostdeutschen an das westdeutsche Lohnniveau in den Folgejahren impliziert einen senkenden Einfluss auf die gesamtdeutsche Verteilungsungleichheit. Daneben ist zu bedenken, dass das Statistische Bundesamt für die alten und neuen Bundesländer bis zum Jahr 2000 unterschiedliche Verbraucherpreisindizes zugrunde legt (wobei sich die Preisniveaus nach und nach annähern). Bei Verwendung realer statt nominaler Lohnraten sind die Verdienstunterschiede kleiner, und damit fällt die Schätzung der gesamtdeutschen Lohndisparität zwischen 1991 und 2000 etwas geringer aus als in *Abbildung 4* skizziert. Preisbereinigungen sowie Währungsumrechnungen haben ansonsten jedoch keinen Einfluss auf die in diesem Diskussionspapier festgestellten Disparitätswerte, da die verwendeten Ungleichheitsmaße allesamt die Eigenschaft der Invarianz gegenüber proportionalen Transfers erfüllen.

**Abb. 5: Entwicklung der Lohndisparität in Deutschland, den USA und Großbritannien (Gini-Koeffizient)**



Quelle: SOEP/PSID/BHPS (harmonisierte Datenbasis des CNEF bzw. \$PEQUIV-File), eigene Berechnungen.

Der Befund einer zunehmenden Lohnspreizung in Deutschland seit Mitte der 1990er Jahre findet sich auch in anderen empirischen Studien. *Tabelle 3* fasst die Ergebnisse einiger ausgesuchter Untersuchungen zusammen, welche dem Bild einer starren deutschen Lohnstruktur in diesem Zusammenhang widersprechen.<sup>49</sup> GERNANDT und PFEIFFER (2006) stellen des Weiteren anhand von abnehmenden Dezilverhältnissen für Westdeutschland zwischen 1984 und 1994 Anzeichen einer gewissen Lohnkompression fest.<sup>50</sup> Die Veränderung des Disparitätsniveaus ist hierbei jedoch nur gering, so dass die Autoren die häufig unterstellte relative Stabilität der westdeutschen Lohnverteilung bis Mitte der 1990er Jahre insgesamt bestätigt sehen. Bei dem in den Folgejahren beobachteten Anstieg der Lohnungleichheit in Deutschland weisen insbesondere MÖLLER (2005a,b) sowie BRENKE (2007) auf eine überdurchschnittliche Disparitätssteigerung im unteren Bereich der Einkommensverteilung hin. Betrachtet man Dezilverhältnisse als Indikatoren für das Ausmaß der Lohnspreizung am oberen und unteren

<sup>49</sup> Eine Übersicht über weitere empirische Studien zu Ausmaß und Entwicklung der Lohnungleichheit in Deutschland geben z.B. GERNANDT/PFEIFFER (2006), S. 27 oder SCHETTKAT (2006), S. 38f.

<sup>50</sup> Vgl. GERNANDT/PFEIFFER (2006), S. 9.



Ende der Lohnskala (D9/D5 bzw. D5/D1-Relation), zeigt sich dies ebenfalls für die harmonisierten SOEP/CNEF-Daten. Das Verhältnis aus dem neunten Dezil und dem Median stieg zwar in Ostdeutschland während der 1990er Jahre merklich an, in West- und Gesamtdeutschland veränderte sich die D9/D5-Relation über den Untersuchungszeitraum hinweg nur in geringem Umfang. Die zuvor anhand des Gini-Koeffizienten beschriebenen Veränderungen der Lohn disparität in Deutschland spiegeln sich dagegen besonders prägnant im Werteverlauf des D5/D1-Verhältnisses wider. Beachtlich ist darüber hinaus das im internationalen Vergleich hohe Niveau an Lohnungleichheit unter den Beziehern geringerer Arbeitseinkommen. Nach einer Untersuchung der Europäischen Kommission auf Basis der EU-weiten „Structure of Earnings Survey“ (SES) ist die D5/D1-Lohnrelation für 2002 in keinem westeuropäischen Land so hoch wie in Deutschland und wird nur noch von einigen EU-Beitrittsländern der Jahre 2004 und 2007 übertroffen.<sup>51</sup> Bei der Auswertung des CNEF übersteigt das deutsche D5/D1-Verhältnis für die aktuellsten Daten sogar neben den britischen auch die amerikanischen Vergleichswerte.

**Tabelle 3: Ausgesuchte empirische Studien zur Entwicklung der Lohnungleichheit in Deutschland**

Studie	Zeitraum	Datenbasis	Resultate
<b>BECKER (2005)</b>	1998 und 2003	Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (westdt. Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit)	Indizien für eine beschleunigte Lohnspreizung: merklicher Anstieg des Gini-Indexes zwischen den beiden Beobachtungsperioden
<b>BRENKE (2007)</b>	1996 bis 2005 (Welle M bis V)	Sozio-oekonomisches Panel (Brutto- und Netto-Stundenlöhne)	Erkennbare Zunahme der Lohnspreizung (in Ostdeutschland stärker als in Westdeutschland), überdurchschnittlicher Anstieg im unteren Bereich der Einkommensverteilung (Dezilverhältnisse, Hoover-Index)
<b>GERNANDT/ PFEIFFER (2006)</b>	1984 bis 2004 (Welle A bis U)	Sozio-oekonomisches Panel (reale Brutto-Stundenlöhne)	Relative Stabilität der westdeutschen Lohnverteilung bis 1994, ab Mitte der 1990er Jahre Anstieg der Lohn disparität in Ost- und Westdeutschland – West: v.a. im unteren Einkommensbereich, Ost: v.a. im oberen Einkommensbereich – (Dezilverhältnisse)
<b>MÖLLER (2005a), (2005b)</b>	1984 bis 2001	IAB-Beschäftigtenstichprobe (Bruttoentgelt abhängig Beschäftigter, Vollzeit)	Steigende Lohnungleichheit ab Mitte der 1990er Jahre (Dezilverhältnisse), speziell im linken Flügel der Verteilung

Bezüglich des Gini-Koeffizienten belegt Abbildung 5 jedoch, dass in Deutschland trotz des Anstiegs der Lohnungleichheit in der zweiten Hälfte der 1990er Jahre die Intensität der Lohnspreizung in den USA nicht erreicht wird. Besonders auffällig ist vielmehr das zuletzt markante Gefälle im für die Vereinigten Staaten und Deutschland attestierten Niveau der Un-

<sup>51</sup> Im Rahmen der SES werden auf europäischer Ebene Lohndaten erhoben, wobei aufgrund eines einheitlichen Instrumentariums bei der Befragung eine hohe Vergleichbarkeit innerhalb der EU-Länder gegeben ist. Die Daten werden der Wissenschaft allerdings nicht zugänglich gemacht. Für eine detaillierte Analyse der jüngsten Erhebungsergebnisse aus dem Jahr 2002 vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION (2005).

gleichverteilung. Über einen Beobachtungszeitraum von über 20 Jahren hinweg steigt der US-Gini-Index quasi stetig an und liegt am Ende dieser Entwicklung deutlich über dem deutschen Gegenpart. Die britische Lohndisparität schwankt dagegen um ein im Zeitablauf mehr oder weniger konstantes Niveau und wird insbesondere gegen Ende der 1990er Jahre von den ansteigenden deutschen Indexwerten übertroffen.

Zur Einschätzung der ökonomischen Relevanz der Differenzen der den verschiedenen Einkommensverteilungen inhärenten Lohnungleichheit kann auf eine von BLACKBURN (1989) vorgeschlagene Verfahrensweise zurückgegriffen werden. Danach gilt für die mit dem Gini-Koeffizienten gemessene Disparität zweier Verteilungskonstellationen  $F$  und  $F^*$  die Beziehung  $G_{F^*} - G_F = k/2\mu_F$ . Im Falle einer positiven Differenz zwischen  $G_{F^*}$  und  $G_F$  resultiert  $F^*$  aus  $F$  infolge eines (fiktiven) Einkommenstransfers in Höhe der Pauschalsteuersumme  $k$ , welche jedem der 50% ärmsten Bevölkerungsmitgliedern aufgebürdet wird, um einen gleich hohen Transferbetrag an jedes der reichen Populationshälfte zugehörige Individuum zu finanzieren.<sup>52</sup> Bezogen auf die Ausprägungen des Gini-Indexes für die gesamtdeutsche und amerikanische Lohnverteilung im Jahr 2002 bedeutet dies, dass in Deutschland ein Pro-Kopftransfer „von arm nach reich“ (das heißt von allen deutschen Lohnempfängern mit stündlichen Arbeitseinkünften unter dem Medianlohn an alle Lohnempfänger mit mehr als dem mittleren Stundenlohn) in Höhe von  $k = 2,48$  Euro je Arbeitsstunde erfolgen müsste, damit dasselbe Ausmaß an Lohndisparität wie in den USA zu beobachten wäre. Dies entspricht immerhin 17,21% des auf SOEP-Basis für 2002 ermittelten gesamtdeutschen Durchschnittslohns (arithmetisches Einkommensmittel  $\mu$ ).<sup>53</sup> Eine Angleichung des deutschen und britischen Disparitätsniveaus im selben Jahr würde dagegen bei umgekehrter Transferrichtung („von reich nach arm“) eine Pauschalsteuersumme von 1,55% des durchschnittlichen deutschen Lohnsatzes voraussetzen.

Um abschätzen zu können, wie robust die bisher vorgestellten Untersuchungsergebnisse sind, wurde die Analyse der CNEF-Daten in unterschiedlichen Variationen durchgeführt. Bei einer Ausklammerung von Teilzeitbeschäftigten vom untersuchten Personenkreis ergeben sich für den Gini-Koeffizienten bei allen Stichproben niedrigere Werte (wobei die Kurven im Zeitab-

---

<sup>52</sup> BLACKBURN (1989) hat diese Methodik ursprünglich zur Illustration der Bedeutung von Veränderungen der Einkommensungleichheit über einen gewissen Beobachtungszeitraum hinweg entwickelt. Die hier vorgenommene Anwendung auf abweichende Lohndisparitäten unterschiedlicher Länder/Regionen zu einem bestimmten Zeitpunkt erfolgt in Anlehnung an die Vorgehensweise von BIEWEN (2000) beim Vergleich der west- und ostdeutschen Einkommensverteilung auf Basis von Nettoäquivalenzeinkommen.

<sup>53</sup> Wählt man für die Gegenüberstellung der Lohnungleichheit anstelle des gesamtdeutschen die west- und ostdeutschen Vergleichswerte, beträgt der Anteil von  $k$  an den jeweiligen Durchschnittslöhnen der Landesteile sogar 18,30 % (West) bzw. 20,96 % (Ost).

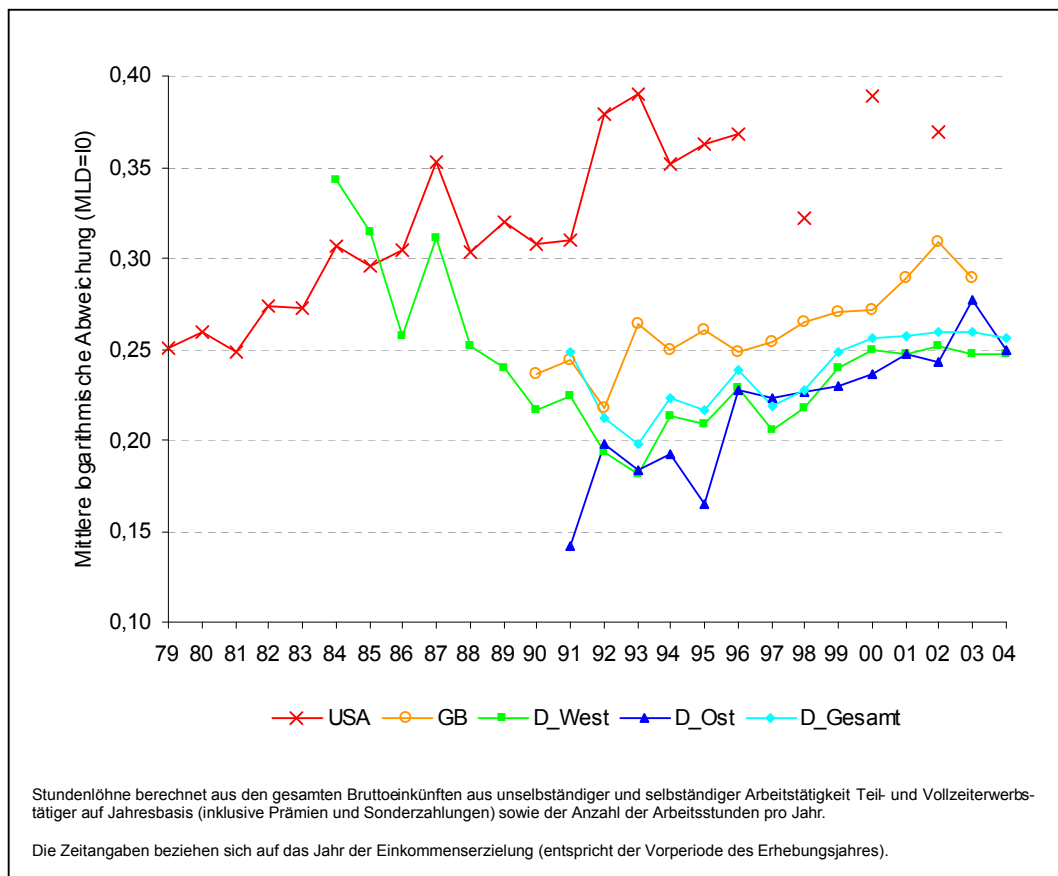
lauf zudem stärker „geglättet“ als in Abbildung 5 erscheinen).<sup>54</sup> Im besonderen Maße fallen dabei die Schätzergebnisse für Westdeutschland in den 1980er Jahren geringer aus und reduzieren das Ausmaß der festgestellten Lohnkompression. Die Berechnung von gruppenspezifischen Disparitäten offenbart für Großbritannien, Ostdeutschland und noch stärker für Westdeutschland eine tendenziell intensivere Lohnspreizung bei Frauen als bei Männern. In den USA übertrifft dagegen die Verteilungsungleichheit der Männerlöhne die der Frauenlöhne deutlich. Insgesamt deuten die Sensitivitätsanalysen mittels Gini-Index an, dass durch die Berücksichtigung von Teilzeitbeschäftigung sowie Lohndaten von Frauen die deutsche Lohnungleichheit im Vergleich zu der britischen und speziell der amerikanischen relativ höher eingeschätzt wird. In Ergänzung zum Gini-Koeffizient wurden darüber hinaus alternative Ungleichheitsindizes berechnet. Anhand der D9/D1-Dezilrelation, verschiedener Atkinson-Maße (mit  $\varepsilon = 0.5, 1, 1.5$  und  $2$ ) sowie der verallgemeinerten Entropiemaße  $I_0$  (mittlere logarithmische Abweichung),  $I_1$  (Theil-Index), und  $I_2$  (transformierter Variationskoeffizient) lassen sich im Wesentlichen dieselben Entwicklungstrends aufspüren.<sup>55</sup> Die relative Höhe der Schätzergebnisse für die britische Stichprobe scheint allerdings in größerem Ausmaß von der Wahl der Disparitätskennziffer abzuhängen. Dabei fällt das gemessene Disparitätsniveau gegenüber den deutschen und US-Vergleichswerten umso höher aus, je größer die Sensitivität der Ungleichheitsmaße im unteren Bereich der Lohnverteilung ist. In *Abbildung 6* sind z.B. die Werte der mittleren logarithmischen Abweichung dargestellt. Hier steigt die britische Lohnungleichheit über den Beobachtungszeitraum deutlich an, und im Gegensatz zu den Schätzergebnissen für den Gini-Index wird eine intensivere Lohnspreizung in Großbritannien als in Deutschland festgestellt. Der Abstand zwischen der Lohndisparität in Deutschland und den USA ist in Abhängigkeit vom jeweiligen Disparitätsmaß z.T. ebenfalls unterschiedlich stark ausgeprägt. So ist etwa beim D9/D1-Verhältnis der Anstieg der Verteilungsungleichheit in Deutschland ab Mitte der 1990er Jahre weitergehend als in *Abbildung 5* und *6* skizziert und führt zu einer deutlicheren Annäherung des deutschen an das amerikanische Niveau der Lohnspreizung. Mit oben erwähnter Ausnahme der D5/D1-Relation erweist sich das für den Gini-Koeffizienten festgestellte Disparitätsgefälle zwischen der amerikanischen und deutschen Lohnverteilung unter Verwendung alternativer Ungleichindizes jedoch als robust.

---

<sup>54</sup> Im CNEF-Datensatz gelten Erwerbspersonen von über 16 Jahren bereits im Falle einer Jahresarbeitszeit von über 52 Stunden als teilzeitbeschäftigt. Von einer Vollzeitbeschäftigung wird dagegen ab einer Mindestarbeitszeit von 1820 Arbeitsstunden pro Jahr ausgegangen, was einer durchschnittlichen Wochenarbeitszeit von 35 Stunden entspricht.

<sup>55</sup> Sowohl bei der Berechnung des Gini-Koeffizienten als auch der alternativen Ungleichheitsindizes fanden die für das CNEF verfügbaren Stichprobengewichte bzw. Hochrechnungsfaktoren Berücksichtigung. Konkret erfolgte die Schätzungen der Disparitätsniveaus durch die Anwendung der Stata-Module `_pctile`, `ANOVI`, `svygei` und `svyatk`.

**Abb. 6: Entwicklung der Lohndisparität in Deutschland, den USA und Großbritannien (mittlere logarithmische Abweichung)**



Quelle: SOEP/PSID/BHPS (harmonisierte Datenbasis des CNEF bzw. \$PEQUIV-File), eigene Berechnungen.

FREEMAN und SCHETTKATT (2001) weisen darauf hin, dass die geringere Streuung der deutschen Arbeitseinkommen zumindest zum Teil durch eine engere Qualifikationsstruktur erklärt werden kann. Doch auch unter Berücksichtigung geringerer Qualifikationsunterschiede stellen die Autoren eine stärker komprimierte Lohnstruktur als in den USA fest.<sup>56</sup> Darüber hinaus wird in Deutschland durch sozialstaatliche Maßnahmen eine relativ hohe Reduktion der Ungleichheit von am Markt erzielten Einkommen herbeigeführt. Insbesondere in den neuen Ländern gibt es einen erheblichen umverteilenden Einfluss des Sozialstaates, der international gesehen nahezu ohne Beispiel ist.<sup>57</sup> Aufgrund dieser staatlichen Umverteilung sowie zusätzlicher Einkunftsquellen auf der Individual- und Haushaltsebene kann der Zusammenhang zwischen individuellem Lohn und Gehalt und dem sich letztlich ergebenden Einkommenswohlstand im Übrigen als nicht sehr eng angesehen werden.<sup>58</sup>

<sup>56</sup> Vgl. FREEMAN/SCHETTKAT (2001), S. 597ff.

<sup>57</sup> Vgl. FRICK/GOEBEL et al. (2005), S. 67 und GOEBEL/HABICH/KRAUSE (2004), S. 626f.

<sup>58</sup> Vgl. BECKER (2005), S. 282 und SACHVERSTÄNDIGENRAT (2006), Ziffer 35.

## 4.2 Lohnverteilung und Qualifikation

Die Bedeutung der formalen Ausbildung für die Verteilung der Arbeitseinkünfte lässt sich durch die Berücksichtigung unterschiedlicher Qualifikationsebenen näher beleuchten. Für eine solche strukturelle Analyse gilt es zunächst, die auszuwertende Stichprobe anhand des sozio-ökonomischen Merkmals „Qualifikation“ in zueinander disjunkte Subgruppen aufzugliedern. In Analogie zur Untersuchung der Beschäftigungsstruktur bietet sich eine Aufteilung der Erwerbsbevölkerung in je eine Teilpopulation mit niedrigem, mittlerem und hohem Qualifikationsniveau an. Die Umsetzung einer solchen Disaggregation ist für die deutschen und amerikanischen CNEF-Daten anhand der Variablen „*Education With Respect to High School*“ möglich.<sup>59</sup> Diese erfasst den Ausbildungsstand der Befragten mit „less than high school“, „completed high school“ oder „more than high school“. Übertragen auf das deutsche Bildungssystem bedeutet dies, dass Fachhoch-/Hochschulabsolventen der obersten und Personen mit abgeschlossener Lehre, Berufsfachschulausbildung sowie einem zum Studium berechtigenden Schulabschluss der mittleren Qualifikationsebene zugeordnet werden. Alle anderen Erwerbstätigen gelten als gering qualifiziert.<sup>60</sup>

Auf der Grundlage einer derartigen Unterteilung der Daten wurden Subgruppendisparitäten mittels Gini-Koeffizienten und mittlerer logarithmischer Abweichung geschätzt. Für die USA ist eine zunehmende Lohnspreizung verstärkt bei den hoch Qualifizierten zu beobachten, während im Falle der ungelerten Arbeitskräfte zuletzt sogar rückläufige Werte auszumachen sind. Diese liegen aber noch immer deutlich über dem (gesamt)deutschen Disparitätsniveau der formal Ungelernten. In Westdeutschland verläuft die gruppenspezifische Disparität der Akademiker über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg weitgehend stabil. Die für die Verteilungsungleichheit insgesamt in den alten Bundesländern zu beobachtenden Entwicklungstendenzen spiegeln sich vor allem im Verlauf der spezifischen Lohnungleichheit der unteren und mittleren Qualifikationsstufe wider, wobei die Disparitätssteigerung in der zweiten Hälfte der 1990er Jahre bei den gering Qualifizierten am stärksten ausfällt. In den neuen Bundesländern wiederum ist ähnlich wie in den USA der Anstieg der Lohnspreizung besonders ausgeprägt unter den hoch Qualifizierten. Gleichzeitig verläuft die gruppenspezifische Lohnungleichheit der Ungelernten in Ostdeutschland auf einem sehr hohen, teilweise sogar

---

<sup>59</sup> Im britischen Datensatz ist diese Variable nicht verfügbar, und somit fehlt ein geeigneter Indikator für das individuelle Ausbildungsniveau.

<sup>60</sup> Die Bildungskategorien auf Basis des CNEF entsprechen somit im Wesentlichen der im Anhang A.1 dargestellten ISCED-Klassifikation des Statistischen Bundesamtes. Bedeutendere Abweichungen gibt es dagegen bezüglich der in Abschnitt 2.1 relevanten Abgrenzung der Qualifikationsgruppen durch das IAB.

über den US-Werten liegenden Niveau.<sup>61</sup>

Ergänzend zu einer Analyse der Subgruppendisparitäten lässt sich mit Hilfe von zerlegbaren Ungleichheitsmaßen die relative Bedeutung von Einkommensdifferenzen zwischen den und innerhalb der Qualifikationsgruppen quantifizieren. Die mittlere logarithmische Abweichung (MLD bzw.  $I_0$ ) beispielsweise ist als Mitglied der Klasse der verallgemeinerten Entropiemaße in der Weise additiv zerlegbar, dass die gemessene Gesamtungleichheit in eine Intra- und eine Inter-Gruppenkomponente aufgespalten werden kann ( $I_{\text{total}}=I_{\text{within}}+I_{\text{between}}$ ). Während die Zwischengruppenungleichheit dem Disparitätsniveau entspricht, welches im Falle einer völligen Gleichverteilung innerhalb der Qualifikationsgruppen übrig bleiben würde, repräsentiert die Intra-Gruppenkomponente von  $I_0$  den mit den jeweiligen Bevölkerungsanteilen gewichteten Durchschnitt der Subgruppendisparitäten.<sup>62</sup> Bei dem Indikator  $R_{\text{between}}=I_{\text{between}}/I_{\text{total}}$  wird dabei in Analogie zum ANOVA-Verfahren von einer durch das Kriterium der Populationsaufteilung „erklärten“ Ungleichheit gesprochen.<sup>63</sup> Bezüglich des Merkmals Qualifikation fällt dieser Erklärungsbeitrag für alle untersuchten Einkommensverteilungen relativ gering aus. Hohe Intra-Gruppenbeiträge deuten darauf hin, dass eine Bezugnahme auf in oben definierter Art und Weise abgegrenzte Qualifikationsgruppen eine nicht unproblematische Vereinfachung darstellt.<sup>64</sup> Die häufig vorgenommene Zuordnung der Erwerbspersonen zu drei oder auch bloß zwei Ausbildungsstufen kann der tatsächlichen Heterogenität des Produktionsfaktors Arbeit nicht gerecht werden. SCHETTKAT (2006) weist jedoch auch auf Beobachtungen einer hohen Lohnstreuung innerhalb eng definierter Qualifikationsgruppen hin. Neben einer heterogenen Gruppenzusammensetzung betont er daher eine weitere Erklärungsmöglichkeit für ein hohes Maß an Lohnvariation bei Personen derselben Ausbildungsstufe. Demnach gilt es, entgegen dem theoretischen Modell des perfekten Marktes, Abweichungen der Löhne vom Grenzwertprodukt, die auf Marktunvollkommenheiten (wie im Fall einer monopsonistischen Arbeitsnachfrage) oder institutionelle Einflüsse zurückzuführen sind, zu berücksichtigen.<sup>65</sup>

---

<sup>61</sup> Zu beachten ist in diesem Zusammenhang allerdings eine z.T. deutlich unterschiedliche Zusammensetzung der einzelnen Stichproben. Für die neuen Bundesländer wurden die Schätzergebnisse auf Basis eines vergleichsweise sehr niedrigen Beschäftigtenanteils der gering Qualifizierten in der ostdeutschen Stichprobe ermittelt. Für die USA übertreffen die auf CNEF-Basis ermittelten Anteilssätze der Akademiker indes die west- und ostdeutschen um teilweise mehr als 25 bzw. 30 Prozentpunkte.

<sup>62</sup> Der Argumentation von SHORROCKS zufolge bringt die mittlere logarithmische Abweichung von allen additiv zerlegbaren Disparitätskennziffern die für eine Dekomposition nach Bevölkerungsgruppen zufriedenstellendsten Eigenschaften mit sich – und zwar Sinne einer „sauberen“, widerspruchsfreien Trennung der Ungleichheitsbeiträge interpersoneller Einkommensdifferenzen zwischen den und innerhalb der Teilpopulationen. Siehe im Einzelnen SHORROCKS (1980), S. 624f.

<sup>63</sup> Vgl. COWELL/JENKINS (1995), S. 423.

<sup>64</sup> Vgl. HAUSER/BECKER (1998), S. 133.

<sup>65</sup> Vgl. SCHETTKAT (2006), S. 54 in Verbindung mit S. 19ff.

**Tab. 4: Subgruppenzerlegung der Lohnungleichheit (MLD\*)**

Disaggregation nach:		Qualifikation		Geschlecht	
		1984	2002	1984	2002
<b>Deutschland (West)</b>	Inter-Gruppen-Ungleichheit	4,3%	10,0%	5,0%	5,0%
	Intra-Gruppen-Ungleichheit	95,7%	90,0%	95,0%	95,0%
<b>USA</b>	Inter-Gruppen-Ungleichheit	10,9%	12,8%	11,1%	5,5%
	Intra-Gruppen-Ungleichheit	89,1%	87,2%	88,9%	94,5%

\*) Dekompositionsanalyse mittels mittlerer logarithmischer Abweichung ( $MLD=I_0$ ).

Stundenlöhne berechnet aus den gesamten Bruttoeinkünften aus unselbständiger und selbständiger Arbeitstätigkeit Teil- und Vollzeitbeschäftigter auf Jahresbasis (inklusive Prämien und Sonderzahlungen) sowie der Anzahl der Arbeitsstunden pro Jahr. Bildungskategorien gemäß ISCED-97-Klassifikation (low, medium, high).

Die Zeitangaben beziehen sich auf das Jahr der Einkommenserzielung (entspricht der Vorperiode des Erhebungsjahres).

Quelle: SOEP/PSID (harmonisierte Datenbasis des CNEF bzw. \$PEQUIV-File), eigene Berechnungen.

Noch niedrigere Zwischen-Gruppen-Ungleichheiten als für die Disaggregation nach dem formalen Ausbildungsniveau ergeben sich im Falle einer alternativen Untergliederung der Stichproben in männliche und weibliche Teilpopulationen. Wie *Tabelle 4* verdeutlicht, repräsentiert im Jahr 2002 die Zugehörigkeit zu einer bestimmten Qualifikationsgruppe eindeutig die bedeutendere Ungleichheitsdeterminante. Diese Aussage trifft für frühere Untersuchungsperioden jedoch nur eingeschränkt zu. Für Westdeutschland und die USA belegt ein langfristiger Vergleich der Disparitätswirkungen der sozio-ökonomischen Merkmale einen relativen Bedeutungsverlust von „Geschlecht“ gegenüber „Qualifikation“. In beiden Fällen kam es anhand der Referenzjahre 1984 und 2002 dabei sogar zu einer Umkehrung der Rangfolge der Erklärungsbeiträge.<sup>66</sup>

## 5. WIRTSCHAFTSPOLITISCHE EINORDNUNG DER ERGEBNISSE

Die Globalisierung und qualifikationsverzerrter technischer Fortschritt haben maßgeblich zu einem relativen Nachfragerückgang nach einfacher Arbeit in den Industrieländern beigetragen. Wie die meisten entwickelten Volkswirtschaften spezialisiert sich Deutschland zunehmend auf hochwertige Güter und Dienstleistungen, wobei die gering Qualifizierten Gefahr laufen, mehr und mehr zu Modernisierungsverlierern zu werden.<sup>67</sup> Wie Abschnitt 3 gezeigt hat, haben sich in Deutschland die Beschäftigungschancen für Personen ohne abgeschlossene Berufsausbildung seit Mitte der 1970er Jahre systematisch und im Verhältnis zu anderen Qua-

<sup>66</sup> Die Dekompositionsanalysen wurden mit Hilfe des Stata-Moduls „ineqdeco“ durchgeführt. Dieses erlaubt jedoch keine Einbeziehung von Stichprobengewichten. Um stärkeren Verzerrungen bei den Schätzergebnissen möglichst vorzubeugen, wurden Einkommensinformationen der seit 2002 im SOEP integrierten Teilstichprobe G, mit der eine Überrepräsentation von Haushalten mit Hocheinkommensbeziehern realisiert wird, sowie des PSID „low-income sample“ nicht bei den Berechnungen berücksichtigt.

<sup>67</sup> Vgl. REINBERG (2004), S. 61 und KALINA/WEINKOPF (2005), S. 1.

lifikationsgruppen überproportional verschlechtert. Dabei übertrifft die aktuelle Arbeitslosenquote der formal Ungelernten diejenige fast aller anderen OECD-Staaten (auch wenn, wie oben erläutert, eine hohe gruppenspezifische Arbeitslosenquote nicht als eindeutiger Beleg für eine im Ländervergleich außerordentliche Problemlage gewertet werden kann). Doch wie lässt sich die Arbeitsmarktsituation der weniger qualifizierten Erwerbspersonen in Deutschland nachhaltig verbessern? Im Mittelpunkt der wirtschaftspolitischen Diskussion stehen Qualifizierungsstrategien und Vorschläge zur Flexibilisierung der deutschen Lohnstruktur. Diese Politikansätze sollen nun kurz skizziert und vor dem Hintergrund der zuvor vorgestellten empirischen Befunde eingeordnet werden.

Eine Möglichkeit, die negativen Auswirkungen einer sich verändernden Struktur der Arbeitsnachfrage abzumildern, besteht in einer *Anpassung der Qualifikationsstruktur des Arbeitsangebots*. Bereits im Jahr 1975 sprach JAN TINBERGEN in diesem Zusammenhang von einer Art „Wettlauf“ zwischen Nachfrage (in Gestalt eines qualifikationsverzerrten technischen Fortschritts) und Angebot (Ausbildung).<sup>68</sup> In Westdeutschland hat eine Bildungsexpansion über Jahrzehnte hinweg zu einer deutlichen Höherqualifizierung der Bevölkerung geführt. Allerdings ist mit Beginn der 1990er Jahre eine gewisse Stagnation der Bildungsentwicklung eingetreten. Bei den Jüngeren ist der Anteil von Personen ohne Berufs- oder höherem Schulabschluss in Deutschland in den letzten Jahren sogar wieder angestiegen.<sup>69</sup> Verstärkte Qualifizierungsanstrengungen im Bereich der schulischen und beruflichen Ausbildung könnten diesem Stagnationstrend entgegenwirken. Verbesserungsansätze im schulischen Ausbildungsbereich werden vor allem bezüglich der Hauptschule gesehen, welche, so der Vorwurf, immer mehr zu einer Art „Restschule“ gemacht wurde, in der sich viele soziale Probleme ballen.<sup>70</sup> Spätestens seit dem OECD-Bildungsvergleich im Rahmen der viel diskutierten PISA-Studie stellt sich die Frage, ob der unter anderem von NICKELL/BELL (1996) unterstellte Vorteil des deutschen Schul- und Ausbildungssystems bei der Arbeitsmarkteingliederung weniger befähigter Erwerbspersonen in dieser Form noch gegeben ist. Auch die betriebliche Weiterbildung steht in der Kritik. Bei der Beteiligungsquote an Aus- und Weiterbildungsmaßnahmen (Personen im Alter zwischen 25 und 64 Jahren) bleibt Deutschland hinter dem EU-Durchschnitt zurück.<sup>71</sup> Zudem folgen die Weiterbildungsbemühungen deutscher Betriebe anscheinend häufig dem „Matthäus-Prinzip“, das heißt Chancen auf Weiterbildungsmaßnahmen bleiben ent-

---

<sup>68</sup> Vgl. TINBERGEN (1975), S. 55.

<sup>69</sup> Vgl. REINBERG (2004), S. 66 und STATISTISCHES BUNDESAMT (2006b), S. 34.

<sup>70</sup> Nach Schätzungen auf Basis des Mikrozensus Ende der 1990er Jahre sind im Übrigen rund zwei Drittel aller Personen ohne beruflichen Abschluss Hauptschulabsolventen. Vgl. KUPKA (2005), S. 9f.

<sup>71</sup> Vgl. STATISTISCHES BUNDESAMT (2006b), S. 37.



gegen dem eigentlichen Bedarf vorwiegend den Mitarbeitern mit bereits guten Qualifikationen vorbehalten.<sup>72</sup> Parallel zu einer verbesserten Erstausbildung und Nachqualifizierung Erwerbsloser werden daher verstärkte Anreize für eine intensivere Weiterbildung bereits Beschäftigter angedacht. Dies soll dem Erhalt der Erwerbsfähigkeit dienen („lebenslanges Lernen“), aber auch der Erschließung zusätzlicher Einstiegspositionen für wettbewerbsschwächere Arbeitskräfte durch den Abbau unterwertiger Beschäftigung über so genannte „Mobilitätsketten“.<sup>73</sup>

Maßnahmen zur gezielten Erhöhung des Bildungs- und Qualifikationsniveaus der Erwerbsbevölkerung benötigen jedoch Zeit und greifen erst längerfristig. Eine verbesserte Arbeitsmarktlage der gering Qualifizierten in der kurzen Frist versprechen sich viele Ökonomen und Politiker von einer *Strategie der stärkeren Lohndifferenzierung*. Für Deutschland wird eine (nach unten) gestauchte Lohnstruktur unterstellt, woraus sich negative Beschäftigungswirkungen für schlecht Ausgebildete ableiten lassen. Die konkreten Vorschläge zielen in diesem Zusammenhang auf eine stärkere Spreizung und Flexibilisierung bei tariflichen Mindestlöhnen sowie die Beseitigung der vom deutschen Sozialstaat ausgeübten „Lohnkonkurrenz“.<sup>74</sup> Insbesondere im Bereich konsum- und haushaltsnaher Dienstleistungen werden zusätzliche Beschäftigungsfelder für gering qualifizierte Arbeitskräfte infolge einer Reduktion der Lohnkosten erwartet.<sup>75</sup> Neue einkommensschwache Arbeitsstellen könnten allerdings nur dann auch besetzt werden, wenn die bisherigen Arbeitslosen durch einen hinreichend großen Einkommenszuwachs gegenüber den staatlichen Sozialleistungen zur Arbeitsaufnahme bereit wären. Um dem Lohnabstandsgebot in Deutschland wieder stärker Geltung zu verschaffen, wird daher eine Subventionierung der Beschäftigung von „wettbewerbsschwachen“ Arbeitnehmern angedacht.<sup>76</sup> Diskutiert werden derzeit verschiedene Modelle von Lohnergänzungszahlungen an die Arbeitnehmer (Kombilohn aus Erwerbseinkommen und Transferleistungen), aber auch Lohnkostenzuschüsse an die Arbeitgeber.<sup>77</sup> Aufgrund der unbefristeten Hinzuverdienstmöglichkeiten kann das neu geregelte Arbeitslosengeld II als eine Art Kombilohn verstanden wer-

---

<sup>72</sup> Vgl. KUPKA (2005), S. 14.

<sup>73</sup> Vgl. ALBERS (2005), S. 399ff.

<sup>74</sup> Vgl. SINN (2005), S. 22.

<sup>75</sup> Vgl. SCHETTKAT (2006), S. 56 oder GREIFENSTEIN (1999), S. 8ff. und 40.

<sup>76</sup> Als wettbewerbsschwach gelten aufgrund ihrer (tatsächlichen oder unterstellten) geringen Produktivität sowohl formal gering Qualifizierte als auch Langzeitarbeitslose. Beide Problemgruppen machen in Deutschland zusammen über 60 % der Arbeitslosen aus, sind allerdings alles andere als deckungsgleich. Vielmehr ist es sogar so, dass sich die Verteilung der Arbeitslosigkeitsdauer bei den gering Qualifizierten kaum von derjenigen der Arbeitslosen insgesamt unterscheidet. Vgl. SACHVERSTÄNDIGENRAT (2006), Ziffer 14.

<sup>77</sup> Anders als beim ersten wäre beim zweiten Subventionierungsansatz ein Beschäftigungsanstieg auch im Falle einer Einführung von gesetzlichen Mindestlöhnen theoretisch zu realisieren. Vgl. SCHÖB/WEIMANN (2006), S. 102ff.

den, wobei die Entzugsrate deutlich höher ausfällt als etwa bei den in Großbritannien und den USA verwirklichten Kombilohnmodellen.<sup>78</sup> Mit einer spürbaren Ausweitung des unbefristeten Zusatzverdienstes wären hohe fiskalische Kosten verbunden, sofern im Gegenzug nicht die Transferansprüche gekürzt würden. Wenn das „aktivierte“ Arbeitsangebot und die Arbeitsnachfrage dann aber qualitativ nicht zueinander passen, drohen nennenswerte Armutseffekte.<sup>79</sup> So kritisieren z.B. WEINKOPF/JAEHRLING (2005), dass Kombilohn-Ansätze die keineswegs geringen Qualifikationsanforderungen der Unternehmen an Beschäftigte bezüglich einfacher Tätigkeiten unterschätzen. Stellenbesetzungsprobleme im Niedriglohnbereich lassen sich demnach nicht nur auf zu geringe finanzielle Arbeitsanreize reduzieren.

Aus gesellschaftspolitischen Gründen sehen die Gegner einer Lohndifferenzierungsstrategie für eine stärkere Lohnspreizung am unteren Ende der Produktivitätsskala und sinkende Transferleistungen in Deutschland einen wesentlich geringeren Spielraum als etwa in den USA. Der soziale Preis erscheint ihnen zu hoch, insbesondere angesichts einer ihrer Einschätzung nach unsicheren (bzw. aufgrund von Kaufkraft senkenden Effekten eventuell gar negativen) beschäftigungspolitischen Dividende.<sup>80</sup> Eine Reihe neuerer empirischer Studien weist auf einen deutlichen Anstieg der Lohnspreizung der deutschen Einkommensverteilung seit Mitte der 1990er Jahre hin. Zugleich kommen BELLMANN/GARTNER (2003) auf Basis der IABS und der Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorikdatei (BLH) zu dem Ergebnis, dass die Prämien für Bildungsabschlüsse in Deutschland in den 1990er Jahren angewachsen sind. Trotz der Zunahme der Lohnungleichheit und der Verschlechterung der Lohnposition von formal Ungelernten gegenüber Personen mit höherem Qualifikationsniveau stieg deren gruppenspezifische Arbeitslosenquote im selben Zeitraum in besonderem Maße an.<sup>81</sup> Im Einklang mit der Erhöhung der Lohnspreizung kam es in den vergangenen Jahren vor allem infolge einer starken Expansion von prekären Arbeitsverhältnissen (Teilzeitbeschäftigung, geringfügige Beschäftigung, Mini- und Midi-Jobs usw.) bereits zu einer Ausweitung des Niedriglohnssektors.<sup>82</sup> Die Bestimmung des Umfangs des Niedriglohnssektors ist konzeptionell und mit Blick auf die verfügbaren Daten schwierig. Als groben Richtwert gibt der Sachverständigenrat an, dass in Deutschland rund ein Fünftel der Arbeitnehmer im Niedriglohnbereich beschäftigt sind, womit dieser im internationalen Vergleich eine nicht ungewöhnliche Größenord-

---

<sup>78</sup> Vgl. DEUTSCHE BUNDESBANK (2007), S. 51.

<sup>79</sup> Vgl. DIETZ/KOCH/WALWEI (2006), S. 6.

<sup>80</sup> Vgl. GREIFENSTEIN (1999), S. 4.

<sup>81</sup> Vgl. SCHETTKAT (2006), S. 40f.

<sup>82</sup> Vgl. DEUTSCHE BUNDESBANK (2007), S. 35 und 38.

nung aufweist.<sup>83</sup> Nach Schätzungen von REINBERG und HUMMEL sind zwischen 20% und 40% aller Erwerbspersonen ohne Berufsabschluss nur noch geringfügig beschäftigt, nachdem diese Beschäftigungsverhältnisse Ende der 1990er Jahre stark zunahmen.<sup>84</sup> Der Niedriglohnbereich insgesamt ist dabei aber keine ausgeprägte „Domäne“ der gering Qualifizierten. Vielmehr deuten Strukturanalysen darauf hin, dass die formal Ungelernten auch im Bereich einfacher und schlechter entlohnter Tätigkeiten mit höher Qualifizierten konkurrieren müssen.<sup>85</sup>

Auf der Suche nach alternativen Politikansätzen richten Kritiker der Lohnspreizungsstrategie ihren Blick nicht nur auf beschäftigungspolitische Erfolge in den USA und Großbritannien, sondern auch auf Länder wie die Niederlande oder die skandinavischen Staaten. Diese gelten als Beispiele für die Verwirklichung einer besseren Arbeitsmarktintegration gering Qualifizierter ohne steigende Lohnungleichheit oder gar die Aufgabe des Sozialstaates europäischer Prägung.<sup>86</sup> Durch eine zu starke Fokussierung auf die Problematik inflexibler Löhne, so die Argumentation, bleiben Qualifizierungsansätze und andere erfolgversprechende Politikoptionen ausgeblendet. So weisen z.B. FLASSBECK und SPIECKER allgemein auf die Notwendigkeit einer konsequenten makroökonomischen Wirtschaftspolitik zur Bekämpfung der Arbeitslosigkeit hin. Dabei sind ihrer Einschätzung nach „Unterlassungssünden“ in diesem Bereich auch für einen erheblichen Teil der aktuellen Beschäftigungsprobleme der gering Qualifizierten verantwortlich.<sup>87</sup> Andere Ökonomen empfehlen die Flankierung von Qualifizierungsanstrengungen durch Arbeitszeitverkürzungsmaßnahmen. Mit einer kostenneutralen Arbeitsverkürzung wie in den Niederlanden könnte das vorhandene Arbeitsvolumen gleichmäßiger verteilt und dem Verdrängungswettbewerb zwischen geringer und höher Qualifizierten die Schärfe genommen werden.<sup>88</sup> Des Weiteren wird eine umfassende Reform des deutschen Steuer- und Abgabensystems diskutiert, wodurch die Differenz zwischen Brutto- und Nettoeinkommen (Abgabenkeil) verringert werden könnte und sich neue Arbeitsmarkimpulse, insbesondere für wettbewerbsschwache Arbeitsanbieter, setzen ließen.<sup>89</sup>

---

<sup>83</sup> Vgl. SACHVERSTÄNDIGENRAT (2006), Ziffer 19ff.

<sup>84</sup> Vgl. REINBERG/HUMMEL (2005a), S. 2f.

<sup>85</sup> Vgl. SACHVERSTÄNDIGENRAT (2006), Ziffer 27.

<sup>86</sup> Die relative Arbeitslosigkeitsbetroffenheit der gering Qualifizierten (in Analogie zu Tabelle 2 angedeutet durch das Verhältnis der Arbeitslosenquote der unteren zur oberen Qualifikationsgruppe) liegt für 2004 in Dänemark, Norwegen, Finnland, Schweden und den Niederlanden unterhalb des OECD-Durchschnitts und damit auch unterhalb der britischen und amerikanischen Vergleichswerte.

<sup>87</sup> Vgl. FLASSBECK/SPIECKER (2001), S. 104.

<sup>88</sup> Vgl. GREIFENSTEIN (1999), S. 5.

<sup>89</sup> Vgl. DIETZ/KOCH/WALWEI (2006), S. 6.

Die Argumente von Protagonisten und Gegnern einer stärkeren Lohndifferenzierung bedürfen einer Abwägung durch empirische Analysen. Neuere Studien liefern, wie erwähnt, Hinweise auf eine seit Mitte der 1990er Jahre speziell im linken Flügel der Einkommensverteilung zunehmende Lohnungleichheit in Deutschland. Die in Abschnitt 4 dargelegten Ergebnisse einer Auswertung von CNEF-Lohndaten bestätigen dies, deuten aber auch auf eine Lohnkompression in Westdeutschland in der zweiten Hälfte der 1980er Jahre hin. Der Abstand zum im Zeitablauf beständig ansteigenden US-Disparitätsniveau fällt hierbei aktuell größer aus als noch vor zwanzig Jahren. Ist die Lohnspreizung in Deutschland also immer noch zu gering, um spürbare Arbeitsmarkteffekte zu erzielen („Sperrklinkeneffekt“) oder inzwischen schon so hoch, dass es gar Anlass gibt, eine Einführung von gesetzlichen Mindestlöhnen zu fordern? Diese Frage lässt sich anhand der bisher geführten statistischen Debatte nur schwer beantworten.<sup>90</sup> Die Analyseresultate hängen nicht zuletzt von der verwendeten Datenbasis ab. Darüber hinaus zeigt die Auswertung der CNEF-Daten, dass auch die Eingrenzung des zu analysierenden Personenkreises oder sogar die Wahl der Ungleichheitskennziffer (wie im Falle der Schätzung des britischen Disparitätsniveaus) einen Einfluss auf die Untersuchungsergebnisse haben kann. Bei einer Einordnung der deutschen Lohnungleichheit und Beschäftigungsperformance im internationalen Vergleich besteht zudem die Gefahr, durch die gezielte Auswahl eines bestimmten Referenzlandes mit anekdotischer Evidenz zu argumentieren. Generell ist die Datenauswahl, die Analyse und ihre Interpretation im Rahmen der wirtschaftspolitischen Debatte nicht immer frei von Prämissen und gesellschaftspolitischen Gestaltungsvorstellungen. Eine simple monokausale Beziehung zwischen Lohnspreizung und der Intensität der Beschäftigungsprobleme gering Qualifizierter in Anlehnung an die „two-sides of the same coin“-Hypothese lässt sich jedenfalls anhand der im Rahmen dieses Diskussionspapiers präsentierten empirischen Befunde nicht nachweisen.

---

<sup>90</sup> Vgl. GREIFENSTEIN (1999), S. 11.

## ANHANG

## A.1 DIE ISCED-KLASSIFIKATION DES STATISTISCHEN BUNDESAMTES

	ISCED-Level	Bildungsabschlüsse
LOW	<b>Primary Education</b> ISCED 1	Ohne allgemeinen Schulabschluss; ohne beruflichen Abschluss
	<b>Lower Secondary Education</b> ISCED 2	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Hauptschul-/Realschulabschluss/POS; ohne beruflichen Abschluss</li> <li>2. Hauptschul-/Realschulabschluss/POS; Anlernausbildung; Berufliches Praktikum</li> <li>3. Hauptschul-/Realschulabschluss/POS; Berufsvorbereitungsjahr</li> <li>4. ohne Hauptschulabschluss; Anlernausbildung; Berufliches Praktikum</li> <li>5. ohne Hauptschulabschluss; Berufsvorbereitungsjahr</li> </ol>
MEDIUM	<b>Upper Secondary Education general</b> ISCED 3A	Fachhochschulreife/Hochschulreife; ohne beruflichen Abschluss
	<b>Upper Secondary Education vocational</b> ISCED 3B	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Abschluss einer Lehrausbildung</li> <li>2. Berufsqualifizierender Abschluss an Berufsfachschulen/Kollegschulen; Abschluss einer einjährigen Schule des Gesundheitswesens</li> </ol>
	<b>Post-Secondary Non Tertiary Education general</b> ISCED 4A	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Fachhochschulreife/Hochschulreife <b>und</b> Abschluss einer Lehrausbildung</li> <li>2. Fachhochschulreife/Hochschulreife <b>und</b> berufsqualifizierender Abschluss an Berufsfachschulen/Kollegschulen, Abschluss einer einjährigen Schule des Gesundheitswesens</li> </ol>
HIGH	<b>First Stage of Tertiary Education</b> ISCED 5B	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Meister-/Technikerausbildung oder gleichwertiger Fachschulabschluss, Abschluss einer 2- oder 3jährigen Schule des Gesundheitswesens, Abschluss einer Fachakademie oder einer Berufsakademie</li> <li>2. Abschluss einer Verwaltungsfachhochschule</li> <li>3. Abschluss der Fachschule der ehemaligen DDR</li> </ol>
	<b>First Stage of Tertiary Education</b> ISCED 5A	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Fachhochschulabschluss (auch Ingenieursabschluss, Bachelor-/Masterabschluss an Fachhochschulen, ohne Abschluss einer Verwaltungsfachhochschule)</li> <li>2. Hochschulabschluss (Diplom(U) und entsprechende Abschlussprüfungen, Künstlerischer Abschluss, Bachelor-/Masterabschluss an Universitäten, Lehramtsprüfung)</li> </ol>
	<b>Second Stage of Tertiary Education (Research Qualification)</b> ISCED 6	Promotion
	ISCED 9	Keine Angabe

Quelle: in Anlehnung an SCHROEDTER/LERCHERT/LÜTTINGER (2006), S. 22.

## A.2 METHODISCHE GRUNDLAGEN DER DISPARITÄTSMESSUNG

Die Bedeutung des Begriffs „Gleichheit“ bzw. „Ungleichheit“ ist nicht unumstritten. Ausgehend von mathematischen Konstrukten, ethischen Prinzipien und Wertvorstellungen oder schlichter Intuition lassen sich die verschiedensten Definitionen ableiten.<sup>91</sup> Die nachfolgenden Ausführungen basieren auf der wohl einfachsten und ursprünglichsten Auslegung von Gleichheit/Ungleichheit anhand einer so genannten „Ein-Punkt-Referenzverteilung“. Im Falle einer Übereinstimmung sämtlicher Elemente eines Merkmalsvektors wird hier von einem Zustand der Gleichheit ausgegangen. Es gilt:

$$y = (y_1, y_2, \dots, y_n) \text{ mit } y_i = y_j = \left( \mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \right) \text{ für alle } i \neq j.$$

Alle anderen Verteilungssituationen sind mit einer bestimmten Anzahl abweichender Merkmalsausprägungen verbunden und bergen dadurch eine mehr oder weniger ausgeprägte Ungleichheit in sich.<sup>92</sup>

Alternativ zu Ungleichheit (oder Disparität) ist der Begriff der „relativen Konzentration“ gebräuchlich. *Relative* Konzentration (ein großer Teil der Merkmalssumme konzentriert sich auf *einen kleinen Teil* der Merkmalsträger) gilt es dabei abzugrenzen von dem Phänomen der *absoluten* Konzentration (ein großer Teil der Merkmalssumme entfällt auf *wenige* Merkmalsträger), auf welches hier nicht weiter eingegangen werden soll.<sup>93</sup> Außen vor bleiben zudem die Aspekte „Armut“ und „Wohlfahrt“, die in der Ökonomie häufig parallel zur Einkommensdisparität betrachtet werden.<sup>94</sup>

### A.2.1 Überblick über die gebräuchlichsten Disparitätsmaße

Bei einer Untersuchung der personellen Einkommensverteilung lässt sich ein Disparitätsmaß I als skalare Abbildung von interpersonellen Einkommensdifferenzen innerhalb einer Bevölkerung auffassen.<sup>95</sup> Die nun folgende Vorstellung der gebräuchlichsten Ungleichheitsindizes beschränkt sich dabei auf den Fall einer diskreten Einkommensverteilung von  $n$  Einkommensbezieher. Diese sei wiedergegeben durch den Einkommensvektor  $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$  mit in der Regel der Größe nach aufsteigend geordneten  $y_i \in \mathbb{R}$  und mit  $\mu$  und  $V = \sigma^2$  als arith-

<sup>91</sup> Vgl. COWELL (2000), S. 89 und COWELL (1995), S. 1f.

<sup>92</sup> Vgl. z.B. LÜTHI (1981), S. 5 oder SCHEURLE (1996), S. 73f.

<sup>93</sup> Vgl. PIESCH (1975), S. 1f.

<sup>94</sup> Vgl. LITCHFIELD (1999), S. 1.

<sup>95</sup> Vgl. COWELL (1995), S. 7.

metischem Mittel bzw. als Varianz der Verteilung.

In der empirischen Praxis kommen sowohl deskriptive als auch normative Ungleichheitsindizes zum Einsatz. Die beiden Gruppen von Konzentrationskennziffern unterscheiden sich darin, ob bestimmte Werturteile offen oder versteckt bei der Konstruktion mit einfließen.

#### A.2.1.1 Deskriptive Disparitätsmaße

Informationen über die Lohn- oder Einkommensverteilung werden häufig in Form von Dezilverhältnissen bereitgestellt, die üblicherweise für die Quotienten D9/D1, D9/D5 und D5/D1 berechnet werden. Sie geben an, um welchen Faktor die Einkommensschwelle des oberen diejenige des unteren Dezils übertrifft. Neben solchen methodisch simplen Verteilungskennziffern stellt der *Index von Gini* das in der empirischen Forschung vermutlich verbreitetste Disparitätsmaß dar.<sup>96</sup> Er beruht auf dem Konzept des paarweisen Vergleichs aller Einkommenswerte und lässt sich formal auf verschiedene Art und Weise ausdrücken. Als die vielleicht verständlichste Definition folgt:<sup>97</sup>

$$G = \frac{1}{2n^2 \mu} \cdot \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|$$

G entspricht demnach einer Normierung (Division durch 2) der relativen (d.h. auf das arithmetische Einkommensmittel bezogenen) mittleren Differenz aus allen Einkommenspaaren auf das Intervall [0,1].<sup>98</sup>

Grafisch lässt sich der Gini-Koeffizient anhand der so genannten *Lorenzkurve* veranschaulichen. Diese Methodik zur Illustration von Ungleichheit erlangte nach ihrer Einführung im Jahr 1905 größte Bedeutung im Bereich der Disparitätsforschung.<sup>99</sup> Auf den Achsen abgetragen sind in *Abbildung A.1* einerseits die kumulierten relativen Häufigkeiten der Einkommens-

bezieher  $F_i = \frac{i}{n}$  (Bevölkerungsanteile, beginnend mit den Ärmsten bis hin zu den Spitzenverdienern) und andererseits die kumulierten relativen Häufigkeiten der Einkommen

$L_i = \frac{\sum_{j=1}^i y_j}{\sum_{j=1}^n y_j}$  (Anteil am gesellschaftlichen Gesamteinkommen, welcher auf die „unteren

<sup>96</sup> Vgl. LÜTHI (1981), S. 26 oder SCHEURLE (1996), S. 74.

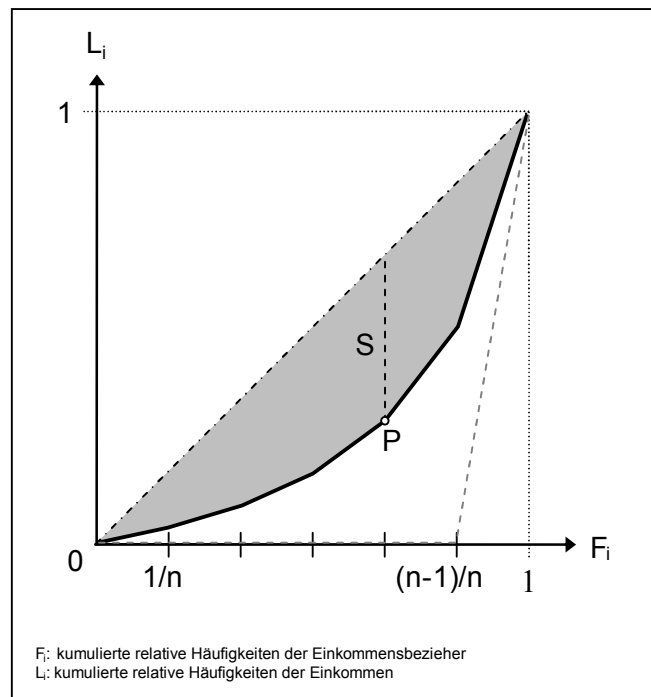
<sup>97</sup> Vgl. COWELL (1995), S. 23 und 139.

<sup>98</sup> Vgl. PIESCH (1975), S. 39 und LÜTHI (1981), S. 26f.

<sup>99</sup> Vgl. PAGLIN (1975), S. 598 oder COWELL (1995), S. 19.

x%“ der Bevölkerung entfällt).<sup>100</sup>

**Abb. A.1: Lorenzkurve (diskreter Fall)**



Quelle: in Anlehnung an PIESCH (1975), S. 38.

Der Gini-Koeffizient entspricht dem Verhältnis der grau hinterlegten Konzentrationsfläche  $K$  und der Dreiecksfläche unterhalb der Diagonalen.  $K$  wird begrenzt durch die Winkelhalbierende (Lorenzkurve bei vollkommener Gleichverteilung der Einkommen) und der darunter verlaufenden Lorenzkurve der tatsächlich vorliegenden Verteilung der Einkommen. Es gilt demnach:<sup>101</sup>

$$G = \frac{K}{1/2} = 2 \cdot K = \frac{2}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n iy_i - \frac{n+1}{n} \quad \text{mit } 0 \leq G \leq 1 - 1/n \quad ^{102}.$$

In Abbildung A.1 zeigt sich der *Schutz-Koeffizient*  $S$  als die längste Lorenzkurvensehne. Dieser Schutz-Koeffizient (oder Maß von Kuznets) gibt den Anteil am Gesamteinkommen der Gesellschaft an, der mindestens umverteilt werden müsste (von den überdurchschnittlich Verdienenden zu Gunsten der Gruppe der Wirtschaftssubjekte mit unterdurchschnittlichem Ein-

<sup>100</sup> Vgl. z.B. LÜTHI (1981), S. 27.

<sup>101</sup> Vgl. SCHEURLE (1996), S. 74 und ausführlich PIESCH (1975), S.38f.

<sup>102</sup> Anders als bei einer stetigen Lorenzkurve beträgt im dargestellten diskreten Fall die (von der in Abbildung A.1 grau gestrichelten Linie begrenzte) maximale Konzentrationsfläche nicht  $1/2$ , sondern  $1/2 - 1/2 \cdot 1/n$ . Ein alternativer, auf  $[0,1]$  normierter Gini-Index  $G^*$  ergibt sich demnach genau dann, wenn  $K$  durch  $1/2 \cdot (1 - 1/n)$  dividiert wird. Andernfalls gilt bei einer diskreten Einkommensverteilung für den Wertebereich des Gini-Index weiterhin  $0 \leq G \leq 1 - 1/n$ . Vgl. hierzu PIESCH (1975), S. 28 und 38f.



kommen), um eine absolute Gleichverteilung zu erreichen.<sup>103</sup> Im Gegensatz zum Gini-Index stellt der Schutz-Koeffizient nur auf einen einzelnen Punkt der Lorenzkurve ab. Im konkreten Fall der Abbildung A.1 wirkt sich das derart aus, dass S für ganz unterschiedlich verlaufende Lorenzkurven den identischen Wert annimmt, vorausgesetzt dass diese durch den Punkt P verlaufen und dort ihren maximalen vertikalen Abstand zur Gleichverteilungsdiagonalen aufweisen.<sup>104</sup> Darin liegt die hauptsächliche Schwäche des Schutz-Koeffizienten (ebenso wie der *relativen mittleren Abweichung M*, für die gilt:  $M=2 \cdot S$ ). Denn das bedeutet, dass S auf Umverteilungen zwischen Einkommensempfängern auf der gleichen Seite des gesellschaftlichen Durchschnitts  $\mu$  nicht reagiert. Eine Transferzahlung beispielsweise von einem Einkommensempfänger mit einem Verdienst knapp über  $\mu$  zur reichsten Wirtschaftseinheit lässt den Schutzkoeffizienten nicht anwachsen.<sup>105</sup> (Gegenüber den verschiedenen Perzentil- bzw. Dezilverhältnissen, die wie oben erwähnt häufig bei der Charakterisierung von Verteilungskonstellationen Verwendung finden, lassen sich äquivalente Kritikpunkte formulieren.)

Ähnlich wie S erscheinen viele Ungleichheitsmaße zunächst intuitiv vernünftig, verhalten sich bei näherer Betrachtung jedoch wenig zufriedenstellend. Beispielsweise registriert die Varianz als wohl eine der simpelsten Disparitätskennziffern bei einer Halbierung aller Einkommenswerte, etwa im Rahmen einer Währungsumstellung, plötzlich nur noch ein Viertel des bisherigen Ungleichheitsniveaus.<sup>106</sup> Vor diesem Hintergrund erscheint es angebracht, sich ganz generell Gedanken zu machen, welches Verhalten von einem Konzentrationsindex erwartet und als akzeptabel angesehen wird. Eine Auswahl an wünschenswerten Eigenschaften (Desiderata) ist dabei zwangsläufig mit normativen Wertungen verknüpft. Ein bestimmter Kriterienkatalog gilt folglich stets als diskussionswürdig. An dieser Stelle sollen dennoch zwei grundlegende Desiderata hervorgehoben werden, die als die wohl am wenigsten umstrittenen angesehen werden können.<sup>107</sup>

- *DI: minimale Ungleichheit von 0 bei Gleichverteilung*

Ein Ungleichheitsindex I soll bei extremer Gleichverteilung der Einkommen (Einpunktverteilung:  $y_i = y_j = \mu$  für alle  $i \neq j$ ) den Wert Null anzeigen, in allen anderen Fällen dagegen einen Wert größer Null annehmen. Darüber hinaus wird häufig noch

<sup>103</sup> Vgl. z.B. SCHEURLE (1996), S. 75.

<sup>104</sup> Vgl. LÜTHI (1981), S. 31f.

<sup>105</sup> Die längste Lorenzkurvensehne liegt im Falle einer stetigen Einkommensverteilung immer an der Stelle  $F(\mu)$ . Vgl. PIESCH (1975), S.55 in Verbindung mit ATKINSON (1970), S. 254.

<sup>106</sup> Vgl. LITCHFIELD (1999), S. 1f. und BLÜMLE (1975), S. 38.

<sup>107</sup> Vgl. WAGENHALS (1981), S. 5 und BOURGUIGNON (1979), S. 901.

eine Beschränkung von  $I$  auf das Intervall  $[0, 1]$  bzw.  $[0, 1)$  gefordert (Normiertheit).<sup>108</sup>

- *D2: Transferprinzip (Pigou-Dalton Bedingung)*

Das Transferprinzip verlangt von Ungleichheitskennziffern eine bestimmte Reaktionsweise auf Transferzahlungen. So wird erwartet, dass ein Einkommenstransfer von einem Empfänger eines kleinen Einkommens zu einem Bezieher eines großen Einkommens die ausgewiesene Disparität erhöht. (PIESCH hat für dieses Kriterium auch den Begriff der „Verschiebungsprobe“ geprägt.)<sup>109</sup>

Bei den bekannteren deskriptiven Disparitätsmaßen besteht neben dem Schutzkoeffizient noch bei der *Varianz der logarithmierten Einkommen*  $L_1$  und der *logarithmischen Varianz*  $L_2$  die Gefahr einer Verletzung der Verschiebungsprobe. Nicht im Widerspruch zu D1 und D2 steht dagegen der *Gini-Index* ebenso wie der *Variationskoeffizient*  $CV = \sigma/\mu$ . Diese Kennziffern erfüllen zudem noch weitere Desiderata: Symmetrie/Anonymität, Konstanz bei Populationsvervielfachung und nicht zuletzt die Eigenschaft der Invarianz gegenüber proportionaler Transformation, welche sicherstellt, dass die angezeigten Disparitätswerte unabhängig von Währungsumrechnungen oder Deflationierung ausfallen. In diesem Sinne günstige Eigenschaften weisen ebenfalls die dem Bereich der Informationstheorie entlehnten Entropiemaße aus (*Theil-Index*  $T$  und *mittlere logarithmische Abweichung*  $MLD$ ).

#### *A.2.1.2 Wohlfahrtstheoretisch begründete Disparitätsmaße*

Veränderungen der Einkommensverteilung infolge von Transferzahlungen wirken sich in Abhängigkeit des betroffenen Verteilungsausschnitts auf die oben besprochenen Disparitätsmaße unterschiedlich aus. Im Prinzip trifft jedes dieser Maße ein Werturteil über die gesellschaftliche Vorteilhaftigkeit einer Verteilungskonstellation, indem es die Dispersion in einem bestimmten Einkommenssektor anders gewichtet als ein alternativer Index.<sup>110</sup> Demnach liegt allen deskriptiven Ungleichheitskennziffern eine soziale oder gesellschaftliche Wohlfahrtsfunktion zu Grunde (mit teilweise sehr umstrittenen Eigenschaften),<sup>111</sup> weshalb diese Indika-

<sup>108</sup> Vgl. PIESCH (1980), S.10f. oder PIESCH (1975), S. 175f.

<sup>109</sup> Diese ist in ihrer obigen, „gewöhnlichen“ Form abzugrenzen von den Implikationen der so genannten „schwachen“ Verschiebungsprobe (es wird lediglich vorausgesetzt, dass ein Transfer von „arm nach reich“  $I$  nicht reduziert) und der „strengen“ Verschiebungsprobe (der Disparitätsanstieg fällt stärker aus bei einem relativ niedrigen Einkommensniveau der beteiligten Wirtschaftssubjekte). Vgl. WAGENHALS (1981), S. 103f.

<sup>110</sup> Vgl. LÜTHI (1981), S. 65. Dort findet sich im Anschluss auch eine detaillierte Beurteilung der Sensitivität der gebräuchlichsten Ungleichheitskennziffern.

<sup>111</sup> Vgl. ATKINSON (1970), S. 262 und 253ff.

toren auch als „*versteckt-normativ*“ klassifiziert werden können.<sup>112</sup>

Ebenso wie bei der Abgrenzung der relevanten Desiderata zeigt sich hier, dass es eine objektive, statistisch neutrale Disparitätsmessung nicht geben kann.<sup>113</sup> Über eine Präferenzordnung von Verteilungen kann nur auf Basis einer sozialen Wohlfahrtsfunktion entschieden werden. Daher erscheint es für viele Autoren sinnvoll, Wohlfahrtsinterpretationen von Anfang an offenzulegen und der Kritik auszusetzen.<sup>114</sup> Diese Idee führt zur Konstruktion so genannter „*normativer*“ Ungleichheitsmaße, die explizit von individuellen Nutzen- bzw. gesellschaftlichen Wohlfahrtsfunktionen abhängen.<sup>115</sup>

Zu den bedeutendsten normativen Disparitätsmaßen sind die Kennziffern von *Atkinson*  $A_\epsilon$  und *Dalton*  $D_\epsilon$  zu zählen.<sup>116</sup> Diese Ungleichheitsindikatoren bestimmen über die Differenz zwischen der gesellschaftlichen Wohlfahrt einer „Optimalsituation“ vollkommen gleich verteilter individueller Einkommen und der durch die reale Einkommensverteilung erzeugten Wohlfahrt das Ausmaß der Einkommensdisparität.<sup>117</sup>  $D_\epsilon$  und  $A_\epsilon$  sind dabei ordinal äquivalent, das heißt sie bringen eine Auswahl verschiedener Verteilungen/Lorenzkurven in dieselbe Rangfolge.<sup>118</sup> Beide Indizes erfüllen die oben genannten Desiderata.<sup>119</sup> Ansatzpunkte für Kritik finden sich jedoch an anderer Stelle. Zunächst ist hier auf die praktischen Probleme bei der Ermittlung individueller Nutzenfunktionen und vor allem der gesellschaftlichen Wohlfahrtsfunktion hinzuweisen.<sup>120</sup> Daneben ist selbst bei Voraussetzung eines gegebenen Gesamteinkommens, also bei Ausklammerung eines eventuellen Zielkonflikts zwischen Effizienz und Gleichheit, die Grundthese von Wohlfahrtsmaximierung durch Einkommensgleichheit sehr umstritten. Dem wird etwa entgegengesetzt, dass so „...der ordinäre Neid die höheren Weihen einer Sorge um das Gemeinwohl...“ erhält.<sup>121</sup> Bemängelt wird ebenfalls die der additiv-separablen Form der sozialen Wohlfahrtsfunktion von DALTON und ATKINSON zugrunde liegende Philosophie des individualistischen Utilitarismus. Diese schließt aus, dass die Wohl-

---

<sup>112</sup> Vgl. HAUSER (1996), S. 29.

<sup>113</sup> Vgl. BECKER (2005), S. 267f.

<sup>114</sup> Vgl. ATKINSON (1970), S. 257.

<sup>115</sup> Vgl. WAGENHALS (1981), S. 4.

<sup>116</sup> Der Parameter  $\epsilon \geq 0$  steht für die relative Sensitivität gegenüber Transferzahlungen in den verschiedenen Einkommensbereichen bzw. für das Ausmaß der vorhandenen Ungleichheitsaversion einer Gesellschaft. Je höher der gewählte  $\epsilon \geq 0$ , desto stärker wird die Wohlfahrt der unteren Einkommensschicht gewichtet. Vgl. ATKINSON (1970), S. 257 und HAUSER (1996), S. 30f.

<sup>117</sup> Vgl. ATKINSON/BOURGUIGNON (2000), S. 42 oder BLÜMLE (1975), S. 46.

<sup>118</sup> Vgl. COWELL (1995), S. 47.

<sup>119</sup> Vgl. LÜTHI (1981), S. 52 oder detaillierter WAGENHALS (1981), S. 152ff.

<sup>120</sup> Vgl. WAGENHALS (1981), S. 181.

<sup>121</sup> VON DER LIPPE (1998), S. 19.

fahrt anderer Gesellschaftsmitglieder in die individuelle Nutzenfunktion eingeht.<sup>122</sup> Ganz generell werfen die Befürworter deskriptiver Disparitätskennziffern der „normativen Gegenpartei“ vor, Erfassung und Beurteilung zu vermischen (wobei bei der ethischen Beurteilung einer Einkommensverteilung neben der Verteilungsungleichheit eigentlich noch zahlreiche andere, auch nicht monetäre Faktoren einfließen müssten).<sup>123</sup>

### A.2.2 Ungleichheitszerlegung

In einem viel beachteten Aufsatz aus dem Jahr 1975 kritisierte MORTON PAGLIN die bei der herkömmlichen Messung von Einkommensdisparität übliche Vorgehensweise, eine völlige Gleichverteilung ( $y_i = y_j = \mu$  für alle  $i \neq j$ ) als Referenzlinie für minimale (nämlich Null betragende) Ungleichheit heranzuziehen. Er unterstellte für die Wirtschaftssubjekte ein typisch invers-u-förmiges Alters-Einkommens-Profil, resultierend aus Optimierungsentscheidungen bezüglich des individuellen Arbeitsangebots (Dauer der Ausbildungsphase, Beteiligung am Erwerbsleben, Eintritt in den Ruhestand usw.). Interpersonelle Unterschiede beim Einkommen aufgrund derartiger Entscheidungen sollten nach MORTON PAGLIN nicht länger als verteilungspolitisch relevant gewertet und bei der Disparitätsmessung berücksichtigt werden. Als Voraussetzung für Minimaldisparität hielt PAGLIN demnach fest, dass lediglich alle Einkommen von Personen vergleichbaren Alters denselben Wert annehmen müssten.<sup>124</sup>

Bezüglich einer Lösung des angeprangerten Problems einer ausschließlichen Orientierung an der Gleichverteilungsgeraden, wurde den so genannten zerlegbaren Ungleichheitskennziffern in der jüngeren Vergangenheit eine bemerkenswerte Aufmerksamkeit entgegengebracht. Anstatt die Disparität, wie es PAGLIN letzten Endes vorschlug, durch eine im Prinzip willkürliche Eliminierung des Alters und/oder weiterer Faktoren „wegzudiskutieren“, erscheint es den Vertretern der Methode der Ungleichheitszerlegung vernünftiger, die Bevölkerung anhand bestimmter sozioökonomischer Merkmale aufzugliedern und die Gesamtungleichheit strukturell zu beschreiben und zu erklären.<sup>125</sup> Vorzunehmen ist hierbei also zunächst die Aufteilung einer Gesamtpopulation in zueinander disjunkte Teilpopulationen aufgrund ausgesuchter Charakteristika, anhand derer sich die einzelnen Untersuchungseinheiten (Personen oder auch Haushalte) unterscheiden. Damit lässt sich die Beziehung zwischen der (Einkommens-) Ungleichheit einer heterogenen Bevölkerung und der Disparität innerhalb und zwischen bestimmten gesellschaftlichen Gruppen (abgegrenzt nach Geschlecht, Religion, Herkunft, Be-

<sup>122</sup> Vgl. HAUSER (1996), S. 31.

<sup>123</sup> Vgl. WAGENHALS (1981), S. 181f.

<sup>124</sup> Vgl. PAGLIN (1975), S. 598ff.

<sup>125</sup> Vgl. PRINZ (1990), S. 260 und VON DER LIPPE (1998), S. 21.

schäftigungsstatus oder auch Qualifikation) ebenso analysieren wie die Beziehung zwischen der Verteilungsungleichheit in einem Land und der Disparität innerhalb und zwischen seinen Regionen.<sup>126</sup>

Die Liste der oben genannten Desiderata gilt es daher um das Kriterium der *Zerlegbarkeit* zu erweitern. Diese Eigenschaft eines Disparitätsmaßes impliziert einen logisch konsistenten Zusammenhang zwischen der Disparität innerhalb der Gesamtgesellschaft und der Verteilungsungleichheit, von welcher ihre verschiedenen Teilpopulationen betroffen sind („*subgroup consistency*“).<sup>127</sup> Bei „additiv zerlegbaren“ Ungleichheitsindikatoren gilt zusätzlich, dass die Gesamtdisparität ( $I_{total}$ ) als Summe aus der Disparität innerhalb der verschiedenen Bevölkerungsgruppen ( $I_{within}$ ) und der alleine auf (Einkommens-)Differenzen zwischen den Subgruppen beruhenden Ungleichheit ( $I_{between}$ ) resultiert.<sup>128</sup> Die Intergruppenkomponente ist dabei unabhängig von der Ungleichheit innerhalb der einzelnen Teilpopulationen. Sie lässt sich am einfachsten durch die Annahme konstruieren, dass jedes Individuum exakt das arithmetische Einkommensmittel der Bevölkerungsgruppe empfängt, zu der es zugehörig ist.<sup>129</sup> Die Intragruppenkomponente kann dagegen näher spezifiziert werden als eine Art gewogener Durchschnitt aus den den Bevölkerungsgruppenverteilungen zugewiesenen Disparitätswerten  $I_g$ . Die Gewichte der Subgruppendisparitäten  $w_g = w_g(p_g, r_g)$  sind unabhängig von  $I_g$  und unterscheiden sich von Maß zu Maß (je nach Sensitivität der Ungleichheitskennziffer spielt entweder der Bevölkerungsanteil  $p_g$  oder der Einkommensanteil  $r_g$  der Teilpopulation eine größere Rolle im Rahmen der Gewichtung von  $I_g$ ).<sup>130</sup> Insgesamt führt das zu folgender verfeinerter Definition der *additiven Zerlegbarkeit*:

$$I_{total} = \sum_{g=1}^G w_g(p_g, r_g) \cdot I_g + I_{between}(\mu_1 u_{n_1}, \dots, \mu_G u_{n_G}) \quad \text{mit } u_n \text{ als Einheitsvektor } (1, 1, \dots, 1).^{131}$$

SHORROCKS gelang 1980 der Nachweis, dass ein stetiges und differenzierbares Ungleichheitsmaß nur dann nach Bevölkerungsgruppen additiv zerlegbar ist und zudem die oben genannten Desiderata erfüllt, wenn es folgende funktionale Form aufweist:<sup>132</sup>

<sup>126</sup> Vgl. COWELL (2000), S. 123.

<sup>127</sup> Vgl. COWELL (1995), S. 57 und 149f. sowie COWELL (2000), S. 124.

<sup>128</sup> Vgl. SHORROCKS (1980), S. 614f.

<sup>129</sup> Vgl. COWELL (1995), S. 151.

<sup>130</sup> Vgl. BOURGUIGNON (1979), S. 902f. und SHORROCKS (1980), S. 624.

<sup>131</sup> Einen „echten“ Durchschnitt aus den Subgruppendisparitäten bildet  $I_{within}$  jedoch nur im Falle des Teil-Indexes T [mit  $w_g = w_g(r_g)$ ] und der mittleren logarithmischen Abweichung MLD [mit  $w_g = w_g(p_g)$ ], da sich nur hier die Gewichte der einzelnen Subgruppendisparitäten auch tatsächlich zu Eins aufsummieren. Vgl. BOURGUIGNON (1979), S. 915f.

<sup>132</sup> Vgl. SHORROCKS (1980), S. 622 und 614ff.

$$I_\alpha = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right] \quad \text{für } (\alpha \neq 0, 1)$$

Mit Hilfe der Regel von l'Hôpital lassen sich auch die Sonderfälle für  $\alpha = 0, 1$  ableiten. Es ergeben sich:<sup>133</sup>

$$I_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left( \frac{\mu}{y_i} \right) \quad \text{für } (\alpha = 0)$$

$$I_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu} \log \frac{y_i}{\mu} \quad \text{für } (\alpha = 1).$$

Diese Familie von Disparitätsindizes  $I_\alpha$  wurde ursprünglich als eine Verallgemeinerung des Theilschen Entropiemaßes konzipiert. Man spricht deshalb von der „Generalized Entropy Family“ GE oder auch „allgemeinen Entropieklasse“.<sup>134</sup> Der Parameter  $\alpha$  der GE-Klasse kennzeichnet dabei die Art und Weise der Aggregation von Einkommensdifferenzen in den einzelnen Bereichen der Einkommensverteilung. Je kleiner (größer) dieser Sensitivitätsparameter ausfällt, desto sensibler reagiert das Maß auf Einkommensunterschiede und interpersonelle Transfers im unteren (oberen) Einkommensbereich.<sup>135</sup> Die GE-Familie umfasst mehrere bekannte Maße, wobei  $\alpha$  in 0, 1 und 2 seine gebräuchlichsten Werte besitzt.<sup>136</sup> Dahinter verbergen sich die mittlere logarithmische Abweichung MLD ( $I_0$ ), der Theil-Index T ( $I_1$ ) und der transformierte Variationskoeffizient  $I_2 = \frac{CV^2}{2}$ .

Das von diesen verallgemeinerten Entropiemaßen attestierte Niveau an Verteilungsungleichheit lässt sich folgendermaßen in eine Intra- und eine Intergruppenkomponente aufspalten:<sup>137</sup>

$$I_\alpha = \sum_{g=1}^G r_g^\alpha \cdot p_g^{1-\alpha} \cdot I_{\alpha_g} + \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \sum_{g=1}^G p_g \left[ \left( \frac{\mu_g}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right] \quad \text{für } (\alpha \neq 0, 1)$$

$$I_0 = MLD = \sum_{g=1}^G p_g \cdot I_{0_g} + \sum_{g=1}^G p_g \log \left( \frac{\mu}{\mu_g} \right) \quad \text{für } (\alpha = 0)$$

<sup>133</sup> Vgl. COWELL/JENKINS (1995), S. 424 bzw. mit ausführlicher Herleitung BOURGUIGNON (1979), S. 911ff.

<sup>134</sup> Vgl. COWELL (2000). sowie COWELL (1995), S. 51ff. und 60.

<sup>135</sup> Quasi als „Scheitelpunkt“ bringt  $\alpha=1$  dieselbe Gewichtung über die gesamte Einkommensverteilung hinweg mit sich. Vgl. z.B. JENKINS (1995), S. 59 [Fußnote 7] oder mit Zahlenbeispiel SHORROCKS (1980), S. 623.

<sup>136</sup> Vgl. LITCHFIELD (1999), S. 3.

<sup>137</sup> Vgl. z.B. COWELL (1995), S. 151, COWELL/JENKINS (1995), S. 425f. oder JENKINS (1995), S. 38.

$$I_1 = T = \sum_{g=1}^G r_g \cdot I_{1_g} + \sum_{g=1}^G r_g \log \left( \frac{\mu_g}{\mu} \right) \quad \text{für } (\alpha = 1)$$

Der besondere Reiz der Methode der Ungleichheitszerlegung liegt darin, dass sie einen tieferen Einblick in die Struktur der Ungleichheit gewährt. Dies ist insofern besonders von Bedeutung, als dass ein bestimmtes Niveau an Disparität mit deutlich verschiedenen Strukturen kompatibel sein kann. Eine strukturelle Stabilität, welche Untersuchungen mit Ungleichheitsmaßen in ihrer aggregierten Form nahe legen, resultiert eventuell daraus, dass demographische oder soziale Entwicklungen sich zumindest teilweise gegenseitig kompensieren. Von daher erscheint ein Vergleich der einzelnen Bestandteile zu unterschiedlichen Zeitpunkten besonders sinnvoll, um sich überlagernde Entwicklungstendenzen aufzuspüren.<sup>138</sup> Ein spezielles Defizit der Dekomposition nach Bevölkerungsgruppen stellt dagegen die mit dem verwendeten Disparitätsmaß fast immer schwankende relative Bedeutung von Inner- und Zwischengruppenkomponente dar.<sup>139</sup>

Neben den in diesem Diskussionspapier im Vordergrund stehenden Querschnittsanalysen der Einkommensverteilung eignen sich Dekompositionstechniken noch für Untersuchungen von Ungleichheitstrends. Solche dynamischen Zerlegungen erlauben eine Aufspaltung der über einen gewissen Zeitraum hinweg beobachteten Veränderung des Disparitätsniveaus in die diversen, zu dieser Entwicklung beitragenden Einflussfaktoren.<sup>140</sup> Zusätzlich zur Disparitätsaufspaltung nach verschiedenen Teilpopulationen existiert des Weiteren noch die Möglichkeit einer Zerlegung der Verteilungsungleichheit nach Faktorkomponenten. Diese Variante der Ungleichheitszerlegung wird in der Regel dann herangezogen, wenn es gilt, die Ungleichheit der Gesamteinkommen in Relation zu setzen mit der Disparität, welche die einzelnen Einkommensquellen (Lohn- und Kapitaleinkünfte, Einkommen aus selbständiger Arbeit, Miet- und Transfereinnahmen usw.) kennzeichnet.<sup>141</sup>

<sup>138</sup> Vgl. PRINZ (1990), S. 264 sowie BECKER (2000), S. 401.

<sup>139</sup> Vgl. SHORROCKS (1980), S. 614.

<sup>140</sup> Damit lassen sich diese Faktoren nicht bloß identifizieren sondern auch hinsichtlich ihrer relativen Bedeutung für die totale Ungleichheitsvariation abschätzen. Vgl. MOOKHERJEE/SHORROCKS (1982), S. 894ff.

<sup>141</sup> Vgl. COWELL (2000), S. 123 sowie mit einer Anwendung der Methodik auf deutsche Einkommensdaten BECKER (2000), S. 402ff.

**LITERATURVERZEICHNIS**

- ALBERS, Maïke (2005):** *"Zur Arbeitsmarktsituation der Geringqualifizierten in Deutschland"*, in: "Einkommensverteilung, technischer Fortschritt und struktureller Wandel (Festschrift für Peter Kalmbach)", Hrsg.: HUBER, Gerhard/KRÄMER, Hagen/KURZ, Heinz. D, Metropolis, Marburg, S. 391-402.
- BECKER, Irene (2005):** *"Entwicklungstendenzen der personellen Einkommensverteilung in Deutschland"*, in: "Löhne, Beschäftigung, Verteilung und Wachstum - Makroökonomische Analysen", Hrsg.: HEIN, Eckhard/HEISE, Arne/TRUGER, Achim, Metropolis, Marburg, S. 265-286.
- BELLMANN, Lutz/GARTNER, Hermann (2003):** *"Fakten zur Entwicklung der qualifikatorischen und sektoralen Lohnstruktur"*, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 36 (4), S. 493-508.
- BIEWEN, Martin (2000):** *"Income Inequality in Germany during the 1980s and 1990s"*, in: Review of Income and Wealth, Bd. 46 (1), S. 1-19.
- BLACKBURN, McKinley L. (1989):** *"Interpreting the Magnitude of Changes in Measures of Income Inequality"*, in: Journal of Econometrics, Bd. 42 (1), S. 21-25.
- BRENKE, Karl (2007):** *"Zunehmende Lohnspreizung in Deutschland"*, DIW Wochenbericht, Nr. 6/2007, 7. Februar 2007.
- BURKHAUSER, Richard V./BUTRICA, Barbara A./DALY, Mary C./LILLARD, Dean R. (2001):** *"The Cross-National Equivalent File: A product of cross-national research."*, in: "Soziale Sicherung in einer dynamischen Gesellschaft. Festschrift für Richard Hauser zum 65. Geburtstag", Hrsg.: BECKER, Irene/OTT, Notburga/ROLF, Gabriele, Campus, Frankfurt/New York, S. 354-376.
- COWELL, Frank A./JENKINS, Stephen P. (1995):** *"How much inequality can we explain? A methodology and an application to the United States"*, in: Economic Journal, Bd. 105, S. 421-431.
- DAVIS, Donald R. (1998):** *"Does European Unemployment Prop Up American Wages? National Labor Markets and Global Trade"*, in: American Economic Review, Bd. 88 (3), S. 478-494.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (2007):** *"Der Arbeitsmarkt in Deutschland: Grundlinien im internationalen Vergleich"*, in: "Monatsbericht Januar 2007", Frankfurt am Main, S. 33-54.
- DIETZ, Martin/KOCH, Susanne/WALWEI, Ulrich (2006):** *"Kombilohn - Ein Ansatz mit Haken und Ösen"*, IAB-Kurzbericht Nr. 3/2006, 1.3.2006.
- DIW (2006):** *"Das Sozio-oekonomische Panel - Leben in Deutschland"*, <http://www.diw.de/deutsch/sop/uebersicht/index.html>, zugegriffen am 06.08.2006.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2005):** *"Earnings disparities and determinants of the earnings distribution in the EU"*, in: "Employment in Europe Report 2005", Employment and Social Affairs, Brüssel, S. 163-209.



- FEENSTRA, Robert C./HANSON, Gordon (2001):** *"Global Production Sharing and Rising Inequality: A Survey of Trade and Wages"*, NBER Working Paper No. 8372, National Bureau of Economic Research.
- FITZENBERGER, Bernd (1999):** *"Wages and Employment Across Skill Groups - An Analysis for West Germany"*, Hrsg.: ZEW, ZEW Economic Studies, 6, Physica-Verlag, Heidelberg.
- FITZENBERGER, Bernd/GARLOFF, Alfred/KOHN, Karsten (2003):** *"Beschäftigung und Lohnstrukturen nach Qualifikation und Altersgruppen: Eine empirische Analyse auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe"*, ZEW Discussion Paper No. 03-75.
- FLASSBECK, Heiner/SPIECKER, Friedericke (2001):** *"Lohnstruktur und Beschäftigung"*, Gutachten im Auftrag der Otto Brenner Stiftung, Arbeitsheft Nr. 23.
- FREEMAN, Richard/SCHETTKAT, Ronald (2001):** *"Skill compression, wage differentials, and employment: Germany vs. the US"*, in: Oxford Economic Papers, Bd. 3, S. 582-603.
- FRICK, Joachim R./GOEBEL, Jan/GRABKA, Markus M. et al. (2005):** *"Zur langfristigen Entwicklung von Einkommen und Armut in Deutschland"*, DIW Wochenbericht, Nr. 4/2005.
- GERNANDT, Johannes/PFEIFFER, Friedhelm (2006):** *"Rising Wage Inequality in Germany"*, ZEW Discussion Paper No. 06-019.
- GOEBEL, Jan/HABICH, Roland/KRAUSE, Peter (2004):** *"Einkommen - Verteilung, Anpassung und Dynamik"*, in: "Datenreport 2004", Hrsg.: STATISTISCHES BUNDESAMT, Bonn, S. 623-638.
- GREIFENSTEIN, Ralph (1999):** *"Lohnstruktur und Beschäftigung : eine Tagung der Friedrich-Ebert-Stiftung am 16. Dezember 1998 in Bonn"*, Reihe 'Wirtschaftspolitische Diskurse' Nr. 125, Bonn.
- HANDELSBLATT (2006):** *"Deutschland, deine Zukunft"*, 03.04.2006, S. 6.
- HAUSER, Richard/BECKER, Irene (1998):** *"Die langfristige Entwicklung der personellen Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland"*, in: "Empirische Forschung und wirtschaftspolitische Beratung - Festschrift für Hans-Jürgen Krupp zum 65. Geburtstag", Campus, Frankfurt am Main, S. 119-134.
- HEITGER, Bernhard/STEHN, Jürgen (2003):** *"Trade, Technical Change, and Labour Market Adjustment"*, in: The World Economy, Bd. 26 (10), S. 1481-1501.
- JANSEN, Marion (2003):** *"International Trade and the Position of European Low Skilled Labour"*, in: "Labor Markets and Social Security", Second Edition, Hrsg.: ADDISON, John T./WELFENS, Paul J.J., Springer, Berlin [u.a.].
- KALINA, Thorsten/WEINKOPF, Claudia (2005):** *"Beschäftigungsperspektiven von gering Qualifizierten"*, IAT-Report 2005-10.
- KLEMM, Klaus (2001):** *"Bildungsexpansion, Erfolge und Mißerfolge sowie Bildungsbeteiligung"*, in: "Bildung und Soziales in Zahlen", Hrsg.: BÖTTCHER, Wolfgang/KLEMM, Klaus/RAUSCHENBACH, Thomas, Juventa, Weinheim, S. 331-342.
- KRUGMAN, Paul R. (1995):** *"Growing World Trade: Causes and Consequences"*, in: Brookings Papers on Economic Activity, Bd. I, S. 327-377.

- KRUGMAN, Paul R./OBSTFELD, Maurice (2006):** *"Internationale Wirtschaft"*, Pearson Studium, München [u.a.].
- KUPKA, Peter (2005):** *"Gering Qualifizierte und einfache Tätigkeiten aus der Sicht bestehender Arbeitsmarktprognosen"*, in: "Einfache Arbeit für gering Qualifizierte - Material und Handlungshilfen", RKW Schriftenreihe: Fachinformation, Hrsg.: HOFFMANN, Thomas, S. 9-15.
- LANDMANN, Oliver (2001):** *"Wages, unemployment and globalization: A tale of conventional wisdoms"*, in: "Globalization and unemployment", Hrsg.: H. Wagner, Springer, Berlin [u.a.], S. 165-191.
- LANDMANN, Oliver/PFLÜGER, Michael (1996):** *"Arbeitsmärkte im Spannungsfeld von Globalisierung und technologischem Wandel"*, in: "Arbeitsmarkt und Arbeitslosigkeit", Hrsg.: Bernhard Külpe, Rolf Haufe Verlag, Freiburg i. Br., S. 173 - 230.
- MÖLLER, Joachim (2005a):** *"Die Entwicklung der Lohnspreizung in West und Ostdeutschland"*, in: "Institutionen, Löhne und Beschäftigung", Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung, Bd.: BeitrAB 294, Hrsg.: BELLMANN, Lutz/HÜBLER, Olaf/MEYER, Wolfgang/GESINE, Stephan, S. 47-63.
- MÖLLER, Joachim (2005b):** *"Lohnungleichheit in West- und Ostdeutschland im Vergleich zu den USA"*, Working Paper ZEW Einzelprojekt (abrufbar unter: <http://www.zew.de/de/publikationen/dfgflex/paperMoeller4.pdf>).
- NICKELL, Stephen (2003):** *"Labour Market Institutions and Unemployment in OECD Countries."*, CESifo DICE Report 2/2003.
- NICKELL, Stephen/BELL, Brian (1996):** *"Changes in the Distribution of Wages and Unemployment in OECD Countries"*, in: American Economic Review, Bd. 86 (2), S. 302-308.
- OECD (2005a):** *"Trade-adjustment Costs in OECD Labour Markets: A Mountain or a Molehill"*, in: "Employment Outlook 2005", Paris.
- OECD (2005b):** *"Education at a Glance 2005"*, Paris.
- OECD (2006):** *"Education at a Glance 2006"*, Paris.
- PFLÜGER, Michael (2002):** *"Konfliktfeld Globalisierung - Verteilungs- und Umweltprobleme der weltwirtschaftlichen Integration"*, Physica-Verlag, Heidelberg.
- REINBERG, Alexander (2003):** *"Schlechte Zeiten für gering Qualifizierte? - Arbeitsmarktsituation, Beschäftigung und Arbeitsmarktperspektiven."*, in: "Gering Qualifizierte - Verlierer am Arbeitsmarkt?! Konzepte und Erfahrungen aus der Praxis.", Gesprächskreis Arbeit und Soziales, Bd.: 101, Hrsg.: Friedrich-Ebert-Stiftung, Bonn, S. 13-26.
- REINBERG, Alexander (2004):** *"Geringqualifizierte - Modernisierungsverlierer oder Bildungsreserve?"*, in: "Zukunft der einfachen Arbeit - Von der Hilfstätigkeit zur Prozessdienstleistung", Wirtschaft und Weiterbildung, Bd.: 31, Hrsg.: LOEBE, Herbert/SEVERING, Eckart, W. Bertelsmann Verlag, Bielefeld, S. 61-75.
- REINBERG, Alexander/HUMMEL, Markus (2002):** *"Arbeitslosigkeit - Qualifikation bestimmt Position auf dem Arbeitsmarkt"*, IAB-Kurzbericht Nr. 15, 25.7.2002.

- REINBERG, Alexander/HUMMEL, Markus (2005a):** *"Vertrauter Befund - Höhere Bildung schützt auch in der Krise vor Arbeitslosigkeit"*, IAB Kurzbericht Nr.9/2005, 13.6.2005.
- REINBERG, Alexander/HUMMEL, Markus (2005b):** *"Vertrauter Befund - Höhere Bildung schützt auch in der Krise vor Arbeitslosigkeit"*, Daten-Anhang zu IAB Kurzbericht Nr.9/2005 (abrufbar unter: [http://doku.iab.de/kurzber/2005/kb0905\\_anhang.pdf](http://doku.iab.de/kurzber/2005/kb0905_anhang.pdf)).
- SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG (2002/03):** *"Zwanzig Punkte für Beschäftigung und Wachstum"*, Metzler-Poeschel, Stuttgart.
- SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG (2006):** *"Arbeitslosengeld II reformieren: Ein zielgerichtetes Kombilohnmodell"*, Wiesbaden.
- SCHETTKAT, Ronald (2006):** *"Lohnspreizung: Mythen und Fakten"*, edition der Hans Böckler Stiftung 183 (abrufbar unter: [http://www.boeckler.de/pdf/p\\_edition\\_hbs\\_183.pdf](http://www.boeckler.de/pdf/p_edition_hbs_183.pdf)).
- SCHROEDTER, Julia H./LERCHERT, Yvonne/LÜTTINGER, Paul (2006):** *"Die Umsetzung der Bildungsskala ISCED-1997 für die Volkszählung 1970, die Mikrozensus- Zusatzserhebung 1971 und die Mikrozensus 1976-2004"*, ZUMA-Methodenbericht 2006/08.
- SCHÖB, Ronnie/WEIMANN, Joachim (2006):** *"Kombilohn und Mindestlohn: Das kleine Steuerüberwälzungseinmaleins"*, in: Wirtschaftsdienst, Bd. 86 (2), S. 102-104.
- SHORROCKS, Anthony F. (1980):** *"The Class of Additively Decomposable Inequality Measures"*, in: *Econometrica*, Bd. 48 (3), S. 613-625.
- SINN, Hans-Werner (2005):** *"Basar-Ökonomie Deutschland"*, in: Ifo-Schnelldienst, Bd. 58 (6), S. 3-42.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2006a):** *"Leben in Deutschland: Haushalte, Familien und Gesundheit - Ergebnisse des Mikrozensus 2005"*, Juni 2006, Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2006b):** *"Im Blickpunkt: Deutschland in der Europäischen Union 2006"*, Dezember 2006, Wiesbaden.
- TINBERGEN, Jan (1975):** *"Income Distribution: Analysis and Policies"*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- WEINKOPF, Claudia/JAEHRLING, Karen (2005):** *"Stellenbesetzungsprobleme bei Einfacharbeitsplätzen bzw. Niedriglohnjobs"*, in: *"Einfache Arbeit für gering Qualifizierte - Material und Handlungshilfen"*, RKW Schriftenreihe: Fachinformation, Hrsg.: HOFFMANN, Thomas, S. 16-17.

**LITERATUR METHODISCHER ANHANG**

- ATKINSON, Anthony B. (1970):** *"On the Measurement of Inequality"*, in: Journal of Economic Theory, Bd. 2 (3), S. 244-263.
- ATKINSON, Anthony B./BOURGUIGNON, Francois (2000):** *"Introduction: Income Distribution and Economics"*, in: "Handbook of Income Distribution", Bd.: 1, Hrsg.: ATKINSON, Anthony B./BOURGUIGNON, Francois, Elsevier, S. 1-58.
- BECKER, Irene (2000):** *"Einkommensverteilung in Deutschland - Strukturanalyse der Ungleichheit nach Einkommenskomponenten"*, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 220 (4), S. 400-418.
- BECKER, Irene (2005):** *"Entwicklungstendenzen der personellen Einkommensverteilung in Deutschland"*, in: "Löhne, Beschäftigung, Verteilung und Wachstum - Makroökonomische Analysen", Hrsg.: HEIN, Eckhard/HEISE, Arne/TRUGER, Achim, Metropolis, Marburg, S. 265-286.
- BLÜMLE, Gerold (1975):** *"Theorie der Einkommensverteilung : eine Einführung"*, Springer, Berlin [u.a.].
- BOURGUIGNON, Francois (1979):** *"Decomposable Income Inequality Measures"*, in: Econometrica, Bd. 47 (4), S. 901-920.
- COWELL, Frank A. (1995):** *"Measuring Inequality"*, Prentice Hall, New York.
- COWELL, Frank A. (2000):** *"Measurement of Inequality"*, in: "Handbook of Income Distribution", Bd.: 1, Hrsg.: ATKINSON, Antony B./BOURGUIGNON, Francois, Elsevier Science B.V., Amsterdam u.a., S. 87-166.
- COWELL, Frank A./JENKINS, Stephen P. (1995):** *"How much inequality can we explain? A methodology and an application to the United States"*, in: Economic Journal, Bd. 105, S. 421-431.
- HAUSER, Richard (1996):** *"Zur Messung individueller Wohlfahrt und ihrer Verteilung"*, in: "Wohlfahrtsmessung - Aufgabe der Statistik im gesellschaftlichen Wandel", Schriftenreihe 'Forum der Bundesstatistik', Bd.: 29, Hrsg.: STATISTISCHES BUNDESAMT, Stuttgart, S. 13-38.
- JENKINS, Stephen (1995):** *"Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971 - 86"*, in: Economica, Bd. 62 (245), S. 29-63.
- LITCHFIELD, Julie A. (1999):** *"Inequality - Methods and Tools"* (abrufbar unter: <http://www1.worldbank.org/prem/poverty/inequal/methods/litchfie.pdf>).
- LÜTHI, Ambros P. (1981):** *"Messung wirtschaftlicher Ungleichheit"*, Springer, Berlin [u.a.].
- MOOKHERJEE, Dilip/SHORROCKS, Anthony F. (1982):** *"A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality"*, in: Economic Journal, Bd. 92 (368), S. 886-902.
- PAGLIN, Morton (1975):** *"The Measurement and Trend of Inequality: A Basic Revision"*, in: American Economic Review, Bd. 65 (4), S. 598-609.
- PIESCH, Walter (1975):** *"Statistische Konzentrationsmaße - Formale Eigenschaften und verteilungstheoretische Zusammenhänge"*, J.C.B. Mohr (Paul Siebeck), Tübingen.

- PIESCH, Walter (1980):** *"Disparitäts- und Konzentrationsmessung - Eine Übersicht mit neueren Ergebnissen"*, Diskussionsbeiträge aus dem Institut für Volkswirtschaftslehre der Universität Hohenheim Nr. 2/1980.
- PRINZ, Aloys (1990):** *"Trends in der Entwicklung der Ungleichheit der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland"*, in: Konjunkturpolitik, Bd. 36 (5), S. 257-277.
- SCHEURLE, Ulrich (1996):** *"Armut und Ungleichheit - Konzepte, Maße"*, in: "Wohlfahrtsmessung - Aufgabe der Statistik im gesellschaftlichen Wandel", Bd.: 29 (Schriftenreihe Forum der Bundesstatistik), Hrsg.: STATISTISCHES BUNDESAMT, Stuttgart, S. 73-96.
- SHORROCKS, Anthony F. (1980):** *"The Class of Additively Decomposable Inequality Measures"*, in: Econometrica, Bd. 48 (3), S. 613-625.
- WAGENHALS, Gerhard (1981):** *"Wohlfahrtstheoretische Implikationen von Disparitätsmaßen"*, Taunus: Hain-Verlag, Königsstein.
- VON DER LIPPE, Peter (1998):** *"Einführung in das Thema"*, in: "Einkommen und Vermögen in Deutschland - Messung und Analyse", Schriftenreihe 'Forum der Bundesstatistik', Bd.: 32, Hrsg.: STATISTISCHES BUNDESAMT, Stuttgart, S. 9-23.