

# Flexibilität der qualifikatorischen Lohnstruktur und Lastverteilung der Arbeitslosigkeit: Eine ökonometrische Analyse für Westdeutschland

Bernd Fitzenberger<sup>1</sup>

Wolfgang Franz<sup>2</sup>

April 1998

Beitrag für das

27. Wirtschaftswissenschaftliche Seminar Ottobeuren

14.–17.9.1997

---

<sup>1</sup> Universität Konstanz und Universität Mannheim

<sup>2</sup> Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Universität Mannheim und Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung

\* Wir danken Michael Burda, Olaf Hübler, den übrigen Teilnehmern des Seminars Ottobeuren, Herbert S. Buscher und Bertrand Koebel für wertvolle Kommentare. Alle Unzulänglichkeiten dieses Beitrages liegen allein in unserer Verantwortung.

Adresse: Lehrstuhl für VWL, Prof. Dr. W. Franz, Universität Mannheim, D-68131 Mannheim, Tel.: 0621-2925420, FAX: 0621-2923393

E-Mail: Bernd.Fitzenberger@vwl.uni-mannheim.de und franz@zew.de

# Flexibilität der qualifikatorischen Lohnstruktur und Lastverteilung der Arbeitslosigkeit: Eine ökonometrische Analyse für Westdeutschland

## Zusammenfassung

Dieser Beitrag nimmt aus theoretischer und ökonometrischer Sicht zu der Kontroverse über die Bedeutung der qualifikatorischen Lohnstruktur zur Erklärung der Beschäftigungsstruktur Stellung. Basierend auf einer Einteilung in drei Qualifikationsgruppen zeigt sich empirisch, daß die Entlohnung der mittleren Gruppe relativ zur unteren und oberen weniger stark ansteigt, während ein kontinuierlicher Trend zur Höherqualifikation der Beschäftigten besteht. Es werden eine Translog-Kostenfunktion und Anteilsgleichungen ökonometrisch geschätzt, um den Einfluß der Lohnstruktur auf die Beschäftigungsstruktur zu erfassen. Bei allen Vorbehalten aufgrund verschiedener Probleme der Schätzungen implizieren die Ergebnisse einen signifikanten Einfluß der qualifikatorischen Struktur der mittleren Löhne auf die Beschäftigungsstruktur wie auch eine die relative Beschäftigung steigernde Wirkung einer erhöhten Lohn dispersion innerhalb der Qualifikationsgruppen. Damit besteht die Möglichkeit, daß mit einer größeren Lohnspreizung die Lastverteilung der Arbeitslosigkeit bei gegebenem Output, Kapitaleinsatz und technischem Fortschritt in Form einer Erhöhung der Beschäftigung von gering qualifizierten Arbeitnehmern angeglichen werden kann.

Schlüsselwörter: Qualifikatorische Lohnstruktur, Qualifikationsstruktur der Beschäftigung, Westdeutschland

JEL-Klassifikation : E24, J21, J31

## Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Trends in der Qualifikationsstruktur von Löhnen und Beschäftigung</b>	<b>2</b>
<b>3</b>	<b>Qualifikationsstruktur der Arbeitsnachfrage</b>	<b>5</b>
3.1	Translog-Kostenfunktion und Anteilsgleichungen . . . . .	5
3.2	Empirische Umsetzung . . . . .	8
3.3	Ergebnisse . . . . .	10
<b>4</b>	<b>Einordnung der Ergebnisse und Schlußbemerkungen</b>	<b>13</b>
	<b>Anhang</b>	<b>17</b>
A.1	Datenbeschreibung . . . . .	17
A.2	Abbildungen und Regressionsergebnisse . . . . .	22
	<b>Literatur</b>	<b>30</b>

# 1 Einleitung

*The European unemployment problem and the US inequality problem are two sides of the same coin.*

Paul Krugman (1994)

Anscheinend genügt ein Blick über den Atlantik, um den Tarifvertragsparteien in Deutschland zu zeigen, wie die Arbeitslosigkeit hierzulande bis Ende des Jahrzehnts halbiert werden könnte, nämlich mit Hilfe einer größeren Differenzierung der qualifikatorischen Lohnstruktur, was natürlich heißt, einer stärkeren Lohnspreizung nach unten, damit keine Mißverständnisse auftreten. In der Tat ist der Arbeitsmarkt in den USA durch erhebliche Beschäftigungsgewinne gekennzeichnet, dies allerdings auch in früheren Jahrzehnten, in denen von einer flexibleren Lohnstruktur weniger die Rede sein kann.<sup>1</sup> Im Durchschnitt erhöhte sich die Anzahl der Erwerbstätigen in den USA von Dekade zu Dekade um gut 20 vH. Hingegen blieb in Westdeutschland die Anzahl der Erwerbstätigen zwischen 1960 und 1980 mit gut 26 Mio. Personen in etwa konstant; jedoch stieg die Anzahl der Arbeitsplätze zwischen 1983 und 1992 um knapp 3 Mio. und dies trotz der angeprangerten Inflexibilität der deutschen qualifikatorischen Lohnstruktur.<sup>2</sup> Lassen sich mithin in den USA wie auch in Westdeutschland auch in Zeiten einer wenig flexiblen Lohnstruktur gleichwohl Beschäftigungsgewinne erzielen?<sup>3</sup>

Daß die Kausalität zwischen Beschäftigung und Lohnstruktur sich nicht so einfach wie eingangs erwähnt darstellt, kann auch bei einer Fokussierung auf den Bereich gering qualifizierter Arbeitnehmer konstatiert werden. In der Tat sank im Zeitraum 1976 bis 1989 in Westdeutschland die Anzahl unausgebildeter Arbeitskräfte um etwa 3.1 Mio. Personen, während sich gleichzeitig die der ausgebildeten um etwa 5.1 Mio. Personen erhöhte.<sup>4</sup> Hätte sich diese Entwicklung mit Hilfe einer flexibleren qualifikatorischen Lohnstruktur zumindest abmildern lassen? Zweifel an einer zu einseitigen Schuldzuweisung an die Lohnstruktur liefert die Beobachtung, daß nach Angaben von Nickell und Bell (1996) die Entlohnung gering Qualifizierter in Westdeutschland im Vergleich zu den USA etwa doppelt so hoch ist, die Arbeitslosenquoten dieser Arbeitskräfte indessen in beiden Ländern ungefähr gleich hoch sind und dies angesichts der Tatsache, daß in den USA nach Angaben von Freeman (1997) ein ungleich höherer Anteil von erwerbsfähigen Amerikanern in Gefängnissen einsitzt.

Die vorgetragenen Vorbehalte bedeuten keineswegs, daß eine Abhängigkeit der Beschäftigungsentwicklung (der gering Qualifizierten) von der (qualifikatorischen) Lohnstruktur von vornherein abgestritten oder die Forderung "Wenn die Beschäftigung in den unteren Lohngruppen abnimmt, müssen die Löhne reagieren" (Siebert (1995), S. 242f.) gänzlich abgelehnt wird. Vielmehr kommt es darauf an - und das ist das Ziel dieser Studie -, die Bedeutung der qualifikatorischen Lohnstruktur für die Qualifikationsstruktur der Beschäftigung im Rahmen eines allgemeinen theoretischen Modells herauszuarbeiten und ökonomisch zu quantifizieren. Hierbei liegt die Betonung auf den Strukturen von Löhnen und Beschäftigungsmöglichkeiten, nicht auf den entsprechenden Niveaus. Anders formuliert,

---

<sup>1</sup>In den siebziger Jahren hat die Streuung der Verdienste in den USA nach Berechnungen der OECD (1993) eher abgenommen.

<sup>2</sup>Quelle für Grundzahlen: Sachverständigenrat (1996), S. 321, 347.

<sup>3</sup>Vgl. dazu auch Schettkat (1992).

<sup>4</sup>Quelle: Sachverständigenrat (1994), S. 257.

es geht in dieser Untersuchung um die *Lastverteilung* der Arbeitslosigkeit, nicht um deren Niveau, so wichtig dieses selbstverständlich auch ist. Noch anders, nämlich technisch gewendet, die Argumentation vollzieht sich, graphisch gesprochen, auf einer gegebenen Isoquante (im Hinblick auf heterogene Arbeit und andere Produktionsfaktoren); die Frage nach der notwendigen Verschiebung der Isoquante, wichtig genug, wird hier ausgeblendet und bleibt einer folgenden Studie vorbehalten.

Im einzelnen bietet der nächste Abschnitt zunächst eine quantitative Übersicht über einige Trends in der Qualifikationsstruktur von Löhnen und Beschäftigung in Westdeutschland im Zeitraum 1975 bis 1990, wobei drei Qualifikationsgruppen bezüglich der schulischen und beruflichen Ausbildung der Arbeitnehmer unterschieden werden. Als empirische Basis erstellen wir einen Datensatz für 49 Wirtschaftssektoren, indem die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamtes mit der Beschäftigtenstichprobe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (korrigiert um einen Strukturbruch im Jahre 1984 auf Grund der Sozialversicherungspflicht von Einmalzahlungen) verknüpft wird. Die theoretische und ökonometrische Analyse der Bestimmungsfaktoren der Qualifikationsstruktur von Löhnen und Beschäftigung erfolgt in Abschnitt 3 auf der Grundlage von Kostenanteilsungleichungen erweitert um Quantilsdifferenzen der Lohnverteilung innerhalb der Qualifikationsgruppen. Eine Einordnung der Ergebnisse und einige zusammenfassende Schlußbemerkungen schließen die Untersuchung in Abschnitt 4 ab. Schließlich enthält ein Anhang eine ausführliche Datenbeschreibung und Darstellung der Regressionsergebnisse.

## 2 Trends in der Qualifikationsstruktur von Löhnen und Beschäftigung

Ziel dieses Abschnittes ist es, die aggregierten Trends in der Qualifikationsstruktur von Löhnen und Beschäftigung in Westdeutschland von 1975 bis 1990 aufzuzeigen. Wir betrachten drei Qualifikationsgruppen, die in Bezug auf die schulische und berufliche Ausbildung der Arbeitnehmer definiert sind: die niedrig Qualifizierten (U), die Arbeitnehmer mit mittlerer Qualifikation (M) und die höher Qualifizierten (H). Eine detaillierte Beschreibung der hier verwendeten Daten aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) für 58 Wirtschaftsbereiche<sup>5</sup> und der IAB-Beschäftigtenstichprobe (I<sub>A</sub>BS) findet sich im Anhang.<sup>6</sup>

Die Abbildungen 1 und 2 beschreiben die aggregierte Entwicklung der Beschäftigung und der Arbeitslosenquoten nach Qualifikationsgruppen. Mit dem moderaten Anstieg der Gesamtbeschäftigung von 1975 bis 1990 um gut 10 Prozentpunkte war ein kontinuier-

---

<sup>5</sup>Die VGR des Statistischen Bundesamt umfaßt maximal 58 Wirtschaftsbereiche. Um eine Verknüpfung mit den Daten der IAB-Beschäftigtenstichprobe durchführen zu können, haben wir einige Wirtschaftsbereiche aggregiert, so daß für unsere Arbeit Daten für die 49 in Tabelle 1 aufgeführten Wirtschaftsbereiche zur Verfügung stehen. Unsere empirische Analyse beschränkt sich auf 46 dieser 49 Wirtschaftsbereiche (ohne die Bereiche Staat, Landwirtschaft und Private Haushalte/Private Organisationen ohne Erwerbscharakter).

<sup>6</sup>Zu erwähnen ist, daß ein Strukturbruch in der Sozialversicherungspflichtigkeit von Zuschlägen im Jahre 1984 eine Korrektur der Lohnbeobachtungen vor 1984 notwendig machte, vgl. Abbildung 3 und 4 und Steiner und Wagner (1996). Die im Anhang beschriebene Korrektur ist vom Ansatz her konservativ bezüglich einer Erhöhung der Lohndispersion oberhalb des Medians der Randverteilung der Löhne. Ohne Korrektur wäre 1984 ein starker und einmaliger Anstieg der Lohndispersion zu konstatieren.

licher Trend hin zur Höherqualifikation der Arbeitnehmer verbunden. Während sich die Beschäftigung der niedrig Qualifizierten (U) nahezu halbierte, stieg der Einsatz von Hochqualifizierten (H) auf mehr als das Doppelte an. Die Entwicklung für die mittlere Gruppe (M) weist einen leicht über der Gesamtentwicklung liegenden Anstieg auf. Diese Entwicklung geht einher mit einer Verschiebung der relativen Arbeitslosenquoten: je höher das Qualifikationsniveau, desto günstiger entwickelt sich im Zeitablauf die Höhe der Arbeitslosenquote. Allerdings spiegelt die relative Beschäftigungsentwicklung vor allem Verschiebungen im Arbeitsangebot wider und nur zu einem geringen Teil Verschiebungen in den relativen Arbeitslosenquoten.<sup>7</sup> Dies hängt mit dem Trend zu höheren Ausbildungsabschlüssen für die jüngeren Jahrgänge zusammen, vgl. u.a. Franz (1996, Kapitel 3) und Möller (1996). Der Trend zur Höherqualifikation der Beschäftigten wurde schon mehrfach in der Literatur sowohl für Deutschland als auch für andere Industrieländer dokumentiert, und es konnte gezeigt werden, daß es sich im wesentlichen um ein intrasektorales Phänomen handelt, d.h. er läßt sich nur zu einem geringen Umfang durch eine Verschiebung hin zu Sektoren mit vergleichsweise intensiverem Einsatz von höherqualifizierter Arbeit erklären.<sup>8</sup>

Ging die massive Verschiebung in der Qualifikationsstruktur der Beschäftigten mit Veränderungen in der Lohnstruktur einher? Um die Lohnentwicklung pro Effizienzeinheit des Faktors Arbeit beschreiben zu können, kontrollieren wir für Verschiebungen in der Zusammensetzung der Arbeitnehmer nach Geschlecht (steigende Erwerbsquoten von Frauen), Alter (Jahrgangsstärke), Grad der Teilerwerbstätigkeit und Sektorzugehörigkeit, vgl. Jackman et al. (1997, Annex 3). Im folgenden wird daher die Lohnentwicklung für voll- und teilzeitbeschäftigte Männer nach Qualifikationsgruppen und nach Kontrolle für ein quadratisches Polynom im Alter und für die Sektorzugehörigkeit beschrieben.<sup>9</sup> Um die wesentlichen Veränderungen in den Lohnrends zwischen und innerhalb der Qualifikationsgruppen abzubilden, werden die Zeittrends im 20%-, 50%- und 80%-Quantil<sup>10</sup> für die Qualifika-

---

<sup>7</sup>Hier greift die Sichtweise von Nickell und Bell (1996) unserer Ansicht nach zu kurz, da sie allein auf relative Arbeitslosenquoten abstellt. Nickell und Bell argumentieren, daß in Westdeutschland die relativen Arbeitslosenquoten von niedrig qualifizierter Arbeit nicht übermäßig angestiegen seien und daher nicht unbedingt auf eine Verzerrung der Arbeitsnachfrage Trends geschlossen werden könne.

<sup>8</sup>Vgl. Falk und Pfeiffer (1996), Fitzenberger (1996) und Steiner und Wagner (1997) für Deutschland sowie Berman et al. (1994) für die USA. Ein Trend hin zu Sektoren mit höherqualifizierten Arbeitnehmern, ohne daß sich die Qualifikation innerhalb der Sektoren erhöht, wäre ein wichtiger Baustein für eine rein außenhandelsorientierte Erklärung der Arbeitsmarktentwicklungen, vgl. Fitzenberger (1996) und Landmann und Pflüger (1996).

<sup>9</sup>Angesichts unterschiedlicher Wochenarbeitszeiten selbst unter voll- und teilzeitbeschäftigten Männern und angesichts der Arbeitszeitverkürzung in den 80er Jahren liegt es nahe, mit Stundenlöhnen zu arbeiten. Die I<sub>A</sub>BS enthält nur Tageslöhne. Deshalb versuchten wir auf Basis des Sozioökonomischen Panels (SOEP) durchschnittliche Wochenarbeitszeiten für die drei betrachteten Qualifikationsgruppen zu schätzen, um so Stundenlöhne zu konstruieren. Aus den folgenden drei Gründen haben wir jedoch die Arbeitszeiten nicht berücksichtigt. Erstens, im Vergleich zu der Verkürzung der tariflichen Wochenarbeitszeit in vielen Sektoren zwischen 1984 und 1990 ist eine wesentlich geringere Verkürzung der tatsächlichen Arbeitszeit zu beobachten. Eine Analyse der Mittelwerte der Stunden impliziert in einigen Fällen sogar einen Anstieg der Arbeitszeit. Zweitens, die Arbeitszeitdaten im SOEP beruhen für einige Sektoren auf sehr geringen Fallzahlen, insbesondere für die (H)-Gruppe. Zudem liegt eine Fülle sehr hoher Stundenangaben vor, die den Mittelwert stark beeinflussen. Drittens läßt sich aus der Verteilung der Tageslöhne und der Verteilung der Stunden nicht direkt die Verteilung der Stundenlöhne konstruieren. Die Verwendung der Lohnbeobachtungen im SOEP leidet wiederum unter vergleichsweise geringen Fallzahlen, vgl. Fitzenberger und Kurz (1997).

<sup>10</sup>Das  $x\%$ -Quantil der Lohnverteilung innerhalb einer Gruppe bezeichnet jeweils das Lohnniveau, das

tionsgruppen (U) und (M) sowie 20%- und 50%-Quantil für (H) beschrieben. Aufgrund der starken Zensierung für (H), vgl. Abbildung 5, kann das 80%-Quantil nicht verlässlich geschätzt werden. Da die Lohndaten in der I<sub>A</sub>BS an der Beitragsbemessungsgrenze (BBG) der Rentenversicherung zensiert sind, erfolgt die Schätzung der Zeittrends in den Quantilen mit Hilfe zensierter Quantilsregressionen, vgl. Koenker und Bassett (1978), Powell (1986), Chamberlain (1994) und Fitzenberger (1997), in die Sektordummies, ein quadratisches Alterspolynom und Jahresdummies von 1976 bis 1990 eingehen. Für die Gruppen (U) und (M) wird die Schätzung auf Basis der empirischen Quantile in den durch Alter, Sektor und Jahr vorgegebenen Zellen durchgeführt, wobei nur die Zellen in die Schätzung eingehen, für die das betreffende Quantil unzensiert ist und die Zellen mit der Beschäftigung gewichtet werden. Aufgrund der starken Zensierung werden für (H) gewichtete zensierte Quantilsregressionen auf Basis der einzelnen Lohnbeobachtungen durchgeführt.<sup>11</sup>

Die Schätzung der zensierten Quantilsregressionen erfolgt getrennt für das Verarbeitende Gewerbe (VG) und das Nichtverarbeitende Gewerbe (NVG).<sup>12</sup> In den Abbildungen 6 und 7 werden die resultierenden Zeittrends für das VG bzw. das NVG ausgewiesen. Insgesamt unterscheidet sich die Lohnentwicklung in den drei Fünfjahresintervallen zwischen 1975 und 1990. Der Zeitraum von 1975 bis 1980 war von einem realen Lohnwachstum über alle Gruppen und Quantile hinweg von ca. 8 bis 12 vH gekennzeichnet. Im Zeitraum von 1980 bis 1985 stagnierten die Reallöhne bzw. fielen sogar in einigen Fällen bis 1983, um dann von 1985 bis 1990 wieder um ca. 8 bis 12 vH anzusteigen. Es finden sich jedoch einige Unterschiede in den Lohnrends über die Quantile und Qualifikationsgruppen hinweg und zwischen VG und NVG. Im VG ist im unteren Bereich der Verteilung ein U-förmiger Verlauf zwischen den Qualifizierungsgruppen auszumachen, während am 80%-Quantil das Lohnwachstum für (U) und (M) fast identisch ist. Das Lohnwachstum steigt sowohl für (M) als auch für (H) mit dem Quantil, d.h. für diese Gruppen findet sich ein Anstieg der Intragruppen-Lohndispersion. Umgekehrt ist das Lohnwachstum bei (U) in allen Quantilen fast identisch, so daß für diese Gruppe die Intragruppen-Lohndispersion konstant bleibt. Der untere Bereich von (U) als auch von (H) verbessert seine Position gegenüber dem unteren Bereich von (M). Im mittleren Bereich ist die Verbesserung von (H) jedoch noch stärker. Im NVG liegt das Lohnwachstum von 1975 bis 1990 für (U) gleichförmig um ca. 2-4 vH über dem von (M), d.h. die Lohnverteilung in (U) nähert sich gleichförmig der Lohnverteilung von (M). Der für (H) geschätzte Trend erweist sich als vergleichsweise volatil und liegt am 20%-Quantil näher bei (M) und am 50%-Quantil leicht oberhalb von (U).

Zusammenfassend sind folgende Punkte festzuhalten: Erstens, die Lohnentwicklung in Westdeutschland war von 1975 bis 1980 und von 1985 bis 1990 von einem deutlichen Reallohnwachstum für alle Qualifikationsgruppen gekennzeichnet. Dies steht im Gegensatz zu der Entwicklung in den USA, vgl. Berman et al. (1994). Zweitens, die Lohnrends unterscheiden sich nach Quantilen und Qualifikationsgruppen, wobei bezüglich der Qualifikation im wesentlichen eine U-förmige Entwicklung zu erkennen ist, d.h. sowohl (U) als auch (H) konnten im Mittel ihre Position relativ zu (M) leicht verbessern. Diese Veränderungen unterscheiden sich von der starken Erhöhung der Lohndispersion in den USA während des Beobachtungszeitraums, vgl. OECD (1993). Drittens, innerhalb

---

gerade  $x\%$  der Arbeitnehmer maximal und  $(100 - x)\%$  der Arbeitnehmer mindestens erreichen.

<sup>11</sup>Zur Berechnung wird hierzu der in Fitzenberger (1994) entwickelte Algorithmus BRCENS verwendet.

<sup>12</sup>Ohne Staat (48), Landwirtschaft (1) und Private Haushalte/Private Organisationen ohne Erwerbscharakter (49), vgl. Tabelle 1.

der Qualifikationsgruppen ist für (M) und (H) eine leichte Erhöhung der Intragruppen-Lohndispersion zu konstatieren. Viertens, die Lohn- und Beschäftigungstrends sind kompatibel mit einer Verschiebung der relativen Arbeitsnachfrage zuungunsten von Arbeitnehmern mit niedrigen Qualifikationen (sowohl zwischen als auch innerhalb der Qualifikationsgruppen, wenn man annimmt, daß Personen innerhalb der Gruppen nach ihrem relativen Grenzprodukt entlohnt werden). Diese Entwicklung wurde in ihrer Wirkung auf die relativen Arbeitslosenquoten bzw. auf die relative Lohnentwicklung durch starke Angebotseffekte hin zu einer Höherqualifizierung der neu auf den Arbeitsmarkt kommenden Jahrgänge bzw. durch nach unten hin rigide Löhne aufgrund des Mindestlohncharakters von Tariflöhnen abgemildert.<sup>13</sup> Da Effektivlöhne höher als Tariflöhne sein können, war, vereinfacht gesprochen, eine Anpassung der relativen Löhne nach unten nur für (M) nicht aber für (U) möglich. Im nächsten Abschnitt soll im Rahmen der Analyse der Qualifikationsstruktur der Arbeitsnachfrage untersucht werden, ob und aufgrund welcher Faktoren es zu einer Verschiebung der relativen Arbeitsnachfrage kam.

### 3 Qualifikationsstruktur der Arbeitsnachfrage

In diesem Abschnitt erfolgt eine Schätzung der Qualifikationsstruktur der Arbeitsnachfrage auf Basis einer Translog-Kostenfunktion und der daraus resultierenden Anteilsgleichungen. Dabei sollen die Determinanten der relativen Beschäftigungsentwicklung der drei Qualifikationsgruppen: niedrig qualifizierte Arbeit (U), Arbeitnehmer mit mittlerer Qualifikation (M) und hochqualifizierte Arbeit (H) untersucht werden. Insbesondere soll eine Quantifizierung der Beiträge verschiedener Einflußfaktoren auf die relative Beschäftigungsentwicklung, darunter die der qualifikatorischen Lohnstruktur, erfolgen. Der konventionelle Ansatz einer Translog-Kostenfunktion<sup>14</sup> in mittleren Faktorpreisen für homogene Faktorinputs wird um den Einfluß der Quantilsdifferenzen in den Löhnen innerhalb der Qualifikationsgruppen erweitert. Im Vergleich zur direkten Schätzung von Arbeitsnachfragefunktionen für unterschiedliche Qualifikationsgruppen stellt die Schätzung von Kostenanteilsgleichungen (“share equations”) einen allgemeineren Ansatz dar und benötigt schwächere Annahmen über die Separabilität der Produktionsfaktoren.<sup>15</sup>

#### 3.1 Translog-Kostenfunktion und Anteilsgleichungen

Basis der empirischen Untersuchung in dieser Arbeit ist folgende Spezifikation der variablen Kosten bei gegebenem (“quasi-fixem”) Kapitalstock, gegebenem Output und gegebenen Löhnen für die drei Qualifikationsgruppen des Faktors Arbeit, vgl. Hamermesh (1993):

---

<sup>13</sup>Bei der Diskussion um die Hypothesen von Nickell und Bell ist zu berücksichtigen, daß bei einer Reaktion des Outputs der Effekt von Veränderungen in den Lohnrelationen auf die relativen Arbeitslosenquoten bei konstantem Arbeitsangebot unbestimmt ist. Als Arbeitshypothese wird in dieser Arbeit im folgenden die Exogenität des Outputs für die Beschäftigtenstruktur angenommen.

<sup>14</sup>Vgl. Schulte zur Surlage (1985), Kugler et al. (1989) und Entorf (1996, Abschnitt 6) bzw. Falk und Koebel (1997) und Falk und Pfeiffer (1997) für verwandte Analysen auf aggregierter Ebene bzw. auf sektoral weniger stark disaggregierter Ebene.

<sup>15</sup>Vgl. Steiner und Wagner (1997) für eine direkte Schätzung der Substitutionselastizität zwischen Arbeit mit niedrigem und mit mittlerem Qualifikationsniveau.

$$\begin{aligned}
(1) \quad \ln(C_{i,t}) &= \alpha_i + \alpha_y \ln(Y_{i,t}) + \frac{1}{2} \alpha_{yy} \ln(Y_{i,t})^2 + \alpha_k \ln(K_{i,t}) + \frac{1}{2} \alpha_{kk} \ln(K_{i,t})^2 \\
&\quad + \alpha_{ky} \ln(K_{i,t}) \ln(Y_{i,t}) + \alpha_t t + \frac{1}{2} \alpha_{tt} t^2 + \alpha_{ty} t \ln(Y_{i,t}) + \alpha_{tk} t \ln(K_{i,t}) \\
&\quad + \sum_{j \in \{U, M, H\}} \alpha_{i,j} \ln(w_{j,i,t}) + \frac{1}{2} \sum_{j \in \{U, M, H\}} \sum_{j' \in \{U, M, H\}} \beta_{j,j'} \ln(w_{j,i,t}) \ln(w_{j',i,t}) \\
&\quad + \sum_{j \in \{U, M, H\}} \gamma_{t,j} t \ln(w_{j,i,t}) + \sum_{j \in \{U, M, H\}} \gamma_{y,j} \ln(w_{j,i,t}) \ln(Y_{i,t}) + \sum_{j \in \{U, M, H\}} \gamma_{k,j} \ln(w_{j,i,t}) \ln(K_{i,t}).
\end{aligned}$$

Hierbei bezeichnen  $C_{i,t}$  : variable Kosten ( $\equiv$  reale Lohnsumme)  
 $Y_{i,t}$  : reale Wertschöpfung  
 $K_{i,t}$  : realer Nettokapitalstock  
 $w_{j,i,t}$  : realer Lohn von Qualifikationsgruppe  $j \in \{U, M, H\}$   
 $\alpha, \beta, \gamma$  : Parameter  
 $i$  : Sektor  $i$   
 $t$  : Zeitpunkt  $t$   
( $C_{i,t}$  und  $w_{j,i,t}$  sind mit dem Konsumentenpreisindex deflatiert,  $Y_{i,t}$  und  $K_{i,t}$  mit den jeweiligen Deflatoren.)

Die Translog-Kostenfunktion in (1) ist als eine Taylor-Approximation zweiter Ordnung an eine allgemeine Kostenfunktion anzusehen. Kostenminimierendes Verhalten impliziert lineare Homogenität in den Faktorpreisen. Hieraus ergeben sich folgende Restriktionen

$$\begin{aligned}
\sum_{j \in \{U, M, H\}} \alpha_{i,j} &= 1, \quad \sum_{j \in \{U, M, H\}} \beta_{j,j'} = \sum_{j' \in \{U, M, H\}} \beta_{j,j'} = 0 \\
\sum_{j \in \{U, M, H\}} \gamma_{t,j} &= \sum_{j \in \{U, M, H\}} \gamma_{y,j} = \sum_{j \in \{U, M, H\}} \gamma_{k,j} = 0,
\end{aligned}$$

die den Schätzungen in diesem Abschnitt auferlegt werden. Es wird keine linear homogene Produktionsfunktion allein in den drei Qualifikationsgruppen vorausgesetzt, da der Produktionsfaktor Kapital als quasi-fix angenommen wird und Vorleistungen nicht berücksichtigt werden.

Aus Shepard's Lemma folgt, daß die Elastizität der Kosten in Bezug auf einen Faktorpreis gerade dem Anteil der Faktorentlohnung des betreffenden Faktors an den variablen Kosten entspricht. Daher gilt für die Faktoren  $j \in \{U, M, H\}$  in Sektor  $i$ :

$$S_{j,i,t} \equiv \frac{w_{j,i,t} \cdot L_{j,i,t}}{C_{i,t}} = \frac{\partial \ln(C_{i,t})}{\partial \ln(w_{j,i,t})}.$$

Differentiation der in Gleichung (1) gewählten Spezifikation ergibt folgende Anteilsgleichungen ("Share-equations")

$$\begin{aligned}
(2) \quad S_{j,i,t} &= \alpha_{i,j} + \beta_{j,U} \ln(w_{U,i,t}) + \beta_{j,M} \ln(w_{M,i,t}) + \beta_{j,H} \ln(w_{H,i,t}) \\
&\quad + \gamma_{t,j} t + \gamma_{k,j} \ln(K_{i,t}) + \gamma_{y,j} \ln(Y_{i,t}).
\end{aligned}$$



In der empirischen Analyse werden Gleichungen (1) und (2) simultan geschätzt. Auf Basis dieser Schätzung lassen sich die Output- und Kapital-konstanten Lohnelastizitäten der Arbeitsnachfrage wie folgt bestimmen:

$$(3) \quad \eta_{j,j',i,t} \equiv \frac{\partial \ln(L_{j,i,t})}{\partial \ln(w_{j',i,t})} = \begin{cases} \frac{\beta_{j,j}}{S_{j,i,t}} + S_{j,i,t} - 1 & \text{für } j = j' \\ \frac{\beta_{j,j'}}{S_{j,i,t}} + S_{j',i,t} & j \neq j' \end{cases} .$$

Neben den Lohnelastizitäten der Arbeitsnachfrage ist auch der Effekt von weiteren Größen, wie der Höhe des Kapitalstocks, der Höhe des Outputs sowie des Zeittrends als Residualmaß für den technischen Fortschritt auf die Arbeitsnachfrage von Interesse. Für  $X_{i,t} \in \{t, \ln(K_{i,t}), \ln(Y_{i,t})\}$  gilt gemäß Gleichung (2)

$$\frac{\partial S_{j,i,t}}{\partial X_{i,t}} = S_{j,i,t} \cdot \frac{\partial \ln(L_{j,i,t})}{\partial X_{i,t}} - S_{j,i,t} \cdot \frac{\partial \ln(C_{i,t})}{\partial X_{i,t}} .$$

Daraus ergibt sich die Elastizität der Beschäftigung in Bezug auf Veränderungen von  $X_{i,t}$  als

$$(4) \quad \frac{\partial \ln(L_{j,i,t})}{\partial X_{i,t}} = S_{j,i,t}^{-1} \frac{\partial S_{j,i,t}}{\partial X_{i,t}} + \frac{\partial \ln(C_{i,t})}{\partial X_{i,t}} \equiv S_{j,i,t}^{-1} \gamma_{x,j} + \frac{\partial \ln(C_{i,t})}{\partial X_{i,t}} .$$

Aus der Schätzung läßt sich ableiten, ob und in welchem Umfang die Einflußgrößen  $X_{i,t} \in \{t, \ln(K_{i,t}), \ln(Y_{i,t})\}$  ceteris paribus die Nachfrage nach einer Qualifikationsgruppe begünstigen. An prominenter Stelle in der Literatur wird dabei eine mögliche Verzerrung des technischen Fortschritts bezüglich des Qualifikationsniveaus der Arbeitnehmer (“Skill-Biased Technological Change”) diskutiert, d.h. es wird vermutet, daß der technische Fortschritt höhere Qualifikationen begünstigt. Der oben eingeführte Ansatz bildet dies formal in den Parametern  $\gamma_{t,j}$  für das Qualifikationsniveau  $j$  ab: der technische Fortschritt ist  $j$ -begünstigend bezüglich des Einsatzes von Arbeit des Typs  $j$  falls  $\gamma_{t,j} > 0$ ,  $j$ -neutral falls  $\gamma_{t,j} = 0$  und  $j$ -sparend falls  $\gamma_{t,j} < 0$ . Ergänzend ist darauf hinzuweisen, daß die Koeffizienten  $\alpha_t$  und  $\alpha_{tt}$  das Ausmaß des Hicks-neutralen technischen Fortschritts beschreiben, der bei gegebenem Output und Kapital keinen Einfluß auf den relativen Einsatz der verschiedenen Typen des Faktors Arbeit aufweist.

Analog zum technischen Fortschritt lassen sich die Einflüsse von Kapital und Output klassifizieren. Kapital (Output) und Arbeit vom Typ  $j$  stehen in einer komplementären/neutralen/substitutiven Beziehung, falls  $\gamma_{k,j} > = / < 0$  ( $\gamma_{y,j} > = / < 0$ ). Angesichts von Gleichung (4) ist festzuhalten, daß bei unterschiedlichem Vorzeichen von  $\gamma_{x,j}$  und  $\gamma_{x,j'}$  für  $j \neq j'$  eine Erhöhung von  $X_{i,t}$  eine Erhöhung des relativen Einsatzes des begünstigten Faktors bewirkt, während jedoch bei gleichem Vorzeichen aus dem Unterschied zwischen  $\gamma_{x,j}$  und  $\gamma_{x,j'}$  nicht auf die Veränderung des relativen Faktoreinsatzverhältnisses geschlossen werden kann, da  $\gamma_{x,j}$  in (4) noch mit  $S_{j,i,t}^{-1}$  gewichtet wird.

## Erweiterung um Quantilsdifferenzen

Die Translog-Kostenfunktion in Gleichung (1) wird um die Analyse der Effekte der Lohndispersion innerhalb der Qualifikationsgruppen erweitert. Damit soll heuristisch der Tatsache Rechnung getragen werden, daß die Qualifikationsgruppen auch nach Kontrolle für Alter, Geschlecht, Vollerwerbstätigkeit und Sektorzugehörigkeit keineswegs den Typ homogener Arbeit repräsentieren, der im einfachen Modell überall gleich entlohnt wird. Neben der Lohndispersion zwischen den Gruppen ist auch die Dispersion innerhalb

der Gruppen zu berücksichtigen, wenn der Zusammenhang zwischen Lohnstruktur und Beschäftigung untersucht wird.<sup>16</sup>

Im folgenden wird die Translog–Kostenfunktion als Approximation der wahren Kostenfunktion um lineare Terme in den relativen Differenzen zwischen dem 80%–Quantil und dem Median und zwischen dem Median und dem 20%–Quantil sowie um Interaktionsterme mit den Durchschnittslöhnen erweitert. Seien  $dq8050_{j,i,t} = \ln(w_{j,i,t}^{80\%}) - \ln(w_{j,i,t}^{50\%})$  und  $dq5020_{j,i,t} = \ln(w_{j,i,t}^{50\%}) - \ln(w_{j,i,t}^{20\%})$  die Quantilsdifferenzen für Arbeit des Typs  $j$  in Sektor  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ , dann ist die erweiterte Translog–Kostenfunktion gegeben durch

$$(5) \quad \ln(\tilde{C}_{i,t}) = \ln(C_{i,t}) + \sum_{j \in \{U,M,H\}} \alpha_j^{8050} dq8050_{j,i,t} + \sum_{j \in \{U,M,H\}} \alpha_j^{5020} dq5020_{j,i,t} \\ + \sum_{j \in \{U,M,H\}} \sum_{j' \in \{U,M,H\}} \gamma_{j,j'}^{8050} \ln(w_{j,i,t}) dq8050_{j',i,t} + \sum_{j \in \{U,M,H\}} \sum_{j' \in \{U,M,H\}} \gamma_{j,j'}^{5020} \ln(w_{j,i,t}) dq5020_{j',i,t} .$$

Die erweiterten Anteilsgleichungen ergeben sich als

$$(6) \quad \tilde{S}_{j,i,t} = S_{j,i,t} + \sum_{j' \in \{U,M,H\}} \gamma_{j,j'}^{8050} dq8050_{j',i,t} + \sum_{j' \in \{U,M,H\}} \gamma_{j,j'}^{5020} dq5020_{j',i,t} .$$

Die Schätzung erfolgt nun unter den zusätzlichen Restriktionen

$$\sum_{j \in \{U,M,H\}} \gamma_{j,j'}^{8050} = \sum_{j \in \{U,M,H\}} \gamma_{j,j'}^{5020} = 0 ,$$

um weiterhin lineare Homogenität in den durchschnittlichen Löhnen  $w_{j,i,t}$  zu garantieren. Die gewählte funktionale Form unterstellt eine Reaktion der Kostenfunktion und der Anteilsgleichungen auf die Maße der Intragruppenlohndispersion mit gegebenem Niveau des Durchschnittslohnes. Im zweiten Teil dieses Abschnittes wird der Durchschnittslohn durch den Median approximiert, d.h. Veränderungen der Dispersionsmaße repräsentieren Verschiebungen im 20%– bzw. 80%–Quantil, gegeben die Höhe des Medians. Analog zu Gleichung (4) läßt sich die Reaktion der Nachfrage nach Arbeit vom Typ  $j$  auf Veränderungen in den Quantilsdifferenzen bestimmen.

### 3.2 Empirische Umsetzung

In der empirischen Analyse der Translog–Kostenfunktion und der Anteilsgleichungen gehen die gesamte Lohnsumme und die Faktorentlohnungsanteile für alle Arbeitnehmer ein. Aufgrund der Zensierung in den Löhnen wird der Faktorentlohnungsanteil für die drei Qualifikationsgruppen auf Basis des Medians in der Randverteilung innerhalb der Gruppe approximiert. Analog zu Abschnitt 2 beziehen sich jedoch die als Argumente in den Schätzfunktionen verwendeten Lohnindizes nur auf voll- und hauptberuflich Beschäftigte, um ein Maß für die Lohnentwicklung pro Effizienzeinheit zu erhalten, das möglichst unabhängig von

---

<sup>16</sup>Die geschätzten Beschäftigungswirkungen der Lohndispersion müssen nicht nur Reaktionen der kostenminimierenden Unternehmung auf Lohnveränderungen reflektieren. Zum einen kann eine Verschiebung der Intragruppenlohndispersion zu einer Veränderung der Leistungsanreize führen. Zum anderen kann eine Verschiebung der Fähigkeitsverteilung innerhalb der Qualifikationsgruppen, beispielsweise dadurch, daß sich die Ränder zwischen den Gruppen bei gleicher a priori–Fähigkeitsverteilung über die Jahrgangskohorten hinweg verschieben, die geschätzte relative Arbeitsnachfrage verändern.

Verschiebungen in der Struktur der Arbeitnehmer ist (d.h. unabhängig von Verschiebungen im Anteil der Teilzeitbeschäftigten und der weiblichen Beschäftigten sowie in der Altersverteilung der Beschäftigten). Die verwendeten Lohnindizes sind das Ergebnis von zensierten Quantilsregressionen, die getrennt für jeden der 46 Sektoren im VG und NVG und getrennt nach Qualifikationsgruppen am 20%- , 50%- und 80%-Quantil geschätzt werden (für (H) nur 20% und 50%). Die Schätzungen berücksichtigen nur voll- und hauptberufliche Männer, und als Regressoren gehen ein Alterspolynom zweiten Grades und Zeitdummies für die Jahre 1976 bis 1990 ein. Die geschätzten Koeffizienten der Zeitdummies dienen als Lohnindizes für die verschiedenen Quantile, die in den weiteren Schätzungen verwendet werden. Der Zeittrend für den Median repräsentiert den mittleren Lohn  $w_{j,i,t}$  und als Quantilsdifferenzen dienen die Differenzen in den betreffenden geschätzten Zeittrends. Zur Schätzung der Translog-Kostenfunktion und der Anteilsgleichungen werden gepoolte Schätzungen jeweils für das VG (32 Sektoren) und NVG (14 Sektoren) getrennt durchgeführt. Die Schätzungen bestätigen, daß von unterschiedlichen Zusammenhängen für die beiden Bereichen auszugehen ist.<sup>17</sup>

Die Gleichungen 1 und 2 (bzw. 5 und 6) werden als simultanes System scheinbar unverbundener Regressionen ("SUR") geschätzt. Da sich die Anteile auf eins summieren ( $\sum_{j \in \{U, M, H\}} S_{j,i,t} = 1$ ), wird die Gleichung für  $S_{H,i,t}$  weggelassen. Damit die geschätzten Koeffizienten nicht davon abhängen, welche der drei Anteilsgleichungen weggelassen wird, werden erst in der zweiten Stufe der SUR-Schätzung die Koeffizientenrestriktionen über die Gleichungen hinweg auferlegt, vgl. Berndt (1991, S.474f) und Bergström and Panas (1992). Die Schätzungen sind gewichtete SUR-Schätzungen, wobei die Gesamtbeschäftigung in einem Sektor als Gewichtung eingeht.

Bei der Schätzung einer Translog-Kostenfunktion treten verschiedene methodische Probleme auf: Erstens ist die geschätzte Kostenfunktion oft nicht überall konkav in den Faktorpreisen. Zweitens besteht ein Problem der Endogenität von Output, Kapitalstock und Löhnen. Und drittens vernachlässigt die statische Schätzung eine mögliche Dynamik in der Anpassung des Faktoreinsatzes.

Das erste Problem, daß die geschätzte Kostenfunktion nicht überall konkav in den Faktorpreisen ist, zeigt sich auch in unserer Schätzung, für die sich eine positive Eigenlohnelastizität des Faktors (H) im NVG ergibt. Wenn jedoch Konkavität der Translogschätzung durch direkte Restriktionen bei der Schätzung auferlegt würde, dann würde dies im Regelfall eine zu hohe Substituierbarkeit zwischen den Faktoren implizieren. Der Grund hierfür liegt darin, daß die Translogspezifikation den Cobb-Douglas-Fall als Spezialfall der Approximation erster Ordnung umfasst, der die Konkavitätsbedingung auf jeden Fall erfüllt. Alternativ könnte eine flexible funktionale Form in den Ausgangsdaten (und nicht in Logarithmen) gewählt werden, für die die Konkavität direkt bei der Schätzung auferlegt wird, ohne daß die Flexibilität im gleichen Umfang wie bei Translog verloren geht.<sup>18</sup> Die direkte Anwendung dieser Vorgehensweise bedarf jedoch der Information über Lohnniveaus, während unsere Schätzung auf geschätzten Lohnrends beruht, die für die Alterszusammensetzung der Qualifikationsgruppen kontrollieren. Wie wir im folgenden Abschnitt zu belegen versuchen, lassen sich unsere Ergebnisse auch für die Fälle einer positiven Eigenlohnelastizität sinnvoll interpretieren.

---

<sup>17</sup> Angesichts der Heterogenität im VG und NVG und einiger im folgenden geschilderten Inkonsistenzen in den Ergebnissen, erscheint es erforderlich, in zukünftigen Forschungsarbeiten stärker zu disaggregieren.

<sup>18</sup> Vgl. Falk und Koebel (1997) für einen solchen Ansatz.

Das zweite Problem unseres Ansatzes ist die mögliche Endogenität der Löhne.<sup>19</sup> Lohnstruktur und Struktur der Beschäftigung ergeben sich simultan am Arbeitsmarkt.<sup>20</sup> Unser Ansatz läßt sich damit rechtfertigen, daß für einzelne Sektoren das Lohnniveau in gewissem Maße als exogen vorgegeben angesehen werden kann. Als Begründung können hierfür Tarifverhandlungen angeführt werden, in denen oft einzelne Abschlüsse “Pilotcharakter” haben, als auch die Tatsache, daß sich die Firmen aufgrund von Standortentscheidungen in der Vergangenheit auf die regionalen Lohnniveaus einstellen müssen. Im strengen Sinne müssen wir annehmen, daß kurzfristig die Arbeitsnachfrage auf die Lohnrelationen und die Lohnentwicklung nur im Zeitablauf auf Ungleichgewichte am Arbeitsmarkt reagiert und daß Veränderungen im Arbeitsangebot gerade so erfolgen, daß die Datenpunkte bis auf den Fehlerterm reine Bewegungen auf der Arbeitsnachfragekurve darstellen. Es soll jedoch nicht bestritten werden, daß eine weitergehende Behandlung des Endogenitätsproblems äußerst wünschenswert wäre, sei es durch den Einsatz von Instrumentvariablenschätzern oder sei es durch eine Modellierung im Rahmen eines Simultanansatzes, der sowohl Beschäftigung als auch Lohnbildung modelliert.

Ein drittes mögliches Problem unseres Ansatzes liegt in der statischen Schätzung von Kostenfunktion und Anteilsgleichungen. Eine mögliche verzögerte Anpassung des Faktoreinsatzes aufgrund von Anpassungskosten kann sich in Autokorrelation der Residuen widerspiegeln. In der Tat findet sich für die im nächsten Abschnitt berichteten Schätzungen eine signifikant positive Autokorrelation erster Ordnung in den geschätzten Residuen. Diese Autokorrelation beeinträchtigt jedoch nicht die Konsistenz der geschätzten statistischen Koeffizienten, die als Langfristzusammenhang zu verstehen sind. Allerdings ist davon auszugehen, daß die konventionell geschätzten Standardfehler zu klein sind.<sup>21</sup> Aufbauend auf der Arbeit von Lindquist (1995) versuchten wir daher, ein dynamisches Fehlerkorrekturmodell in den Anteilsgleichungen und in der Kostenfunktion zu schätzen. Da die Arbeit von Lindquist nur für die Anteilsgleichungen ein dynamisches Modell schätzt, erweiterten wir den Ansatz um ein partielles Anpassungsmodell für die Kostenfunktion. Die Schätzungen legten nahe, daß keine Anpassung an die langfristige Kostenfunktion erfolgte, d.h. die Kosten folgen einem Random Walk. Zudem zeigten einige Koeffizienten höchst unplausible Werte, so daß diese Ergebnisse bisher wenig befriedigend sind. Wir haben uns daher entschieden, in dieser Arbeit nur über die Ergebnisse der statischen, langfristigen Schätzungen zu berichten, die uns verlässlicher erscheinen.

### 3.3 Ergebnisse

Die geschätzten Parameter der (erweiterten) Translog-Kostenfunktion (mit Ausnahme der Sektordummies) sind in Tabelle 2 ausgewiesen. Exemplarisch werden die implizierten Lohnelastizitäten der Beschäftigung für je drei Sektoren des VG (4, 16 und 17) und des NVG (36, 37 und 43) in Tabelle 3 ausgewiesen. Wir diskutieren hier die Schätzergebnisse im Überblick. Eine Einordnung der Ergebnisse und weitere Schlußbemerkungen finden

---

<sup>19</sup>In einem ähnlichen Ansatz verzichten Berman et al. (1994) u.a. aus diesem Grund auf eine Schätzung des Lohneinflusses.

<sup>20</sup>Vgl. auch Franz (1995).

<sup>21</sup>Wir schätzen Autokorrelationskoeffizienten in der Größenordnung zwischen 0.45 und 0.60 für die (GLS-) transformierten Residuen der einzelnen Gleichungen. Nehmen wir eine durchschnittliche Autokorrelation der Regressoren von 0.5 an, dann kann man auf Basis der Formel für die korrekten Standardfehler davon ausgehen, daß die konventionellen Standardfehler um bis zu einem Drittel unterschätzt werden. Entsprechend strengere Maßstäbe sind daher an die Inferenz anzulegen.

sich in Abschnitt 4.

Beginnen wir für die Schätzung ohne Quantilsdifferenzen mit den Effekten von Output, technischem Fortschritt und Kapital. Ceteris paribus vermindert eine Erhöhung des Outputs die relative Nachfrage nach (U) im VG ( $\gamma_{yU} < 0$ ) und begünstigt die relative Nachfrage nach (U) im NVG ( $\gamma_{yU} > 0$ ).<sup>22</sup> Die Situation ist gerade umgekehrt für (M), d.h. eine Erhöhung des Outputs fördert die relative Nachfrage nach (M) im VG und senkt sie im NVG. Schließlich wird (H) durch eine Outputerhöhung in beiden Bereichen der Volkswirtschaft begünstigt. Aus den Ergebnissen läßt sich folgern, daß die empirisch zu beobachtende, relative Expansion des NVG die Nachfrage nach (U) begünstigt und sich negativ auf (M) auswirkt.

Der technische Fortschritt, der hier “residual” durch den Zeittrend approximiert wird, begünstigt die Nachfrage nach höheren Qualifikationen sowohl im VG als auch im NVG (“Skill-Biased Technological Change”). Bei dieser Interpretation ist anzumerken, daß die geschätzten Koeffizienten  $\gamma_{tj}$  sehr hohe t-Statistiken aufweisen und i.w. die Beobachtung “fitten”, daß im Zeitablauf der Faktorentlohnungsanteil von (U) stark abfällt, während (M) und vor allem (H) ihren Anteil erhöhen können. Wünschenswert zur Erhärtung der Hypothese des “Skill-Biased Technological Change” wäre Evidenz, die auf Basis direkter Maße für den technischen Fortschritt (F&E-Ausgaben, Innovationsverhalten) beruht.

Eine Erhöhung des Kapitalstocks begünstigt die relative Nachfrage nach (U) in VG und wirkt sich für (U) im NVG negativ aus. Die Auswirkungen sind in beiden Bereichen negativ für (M) und positiv für (H). Diese Ergebnisse sind konsistent mit der klassischen “Capital-Skill-Complementarity”-Hypothese, vgl. Hamermesh (1993) und Bergström und Panas (1992), gemäß der eine Komplementaritätsbeziehung zwischen hochqualifizierten Arbeitnehmern und Kapital besteht. Überraschend auf den ersten Blick ist der (U)-begünstigende Einfluß im VG. Dies ist konsistent mit der Interpretation, daß neue Maschinen in der Massenproduktion oft komplizierte Tätigkeiten vereinfachen und daher weniger hohe Qualifikationsanforderungen an den an der Maschine arbeitenden Arbeitnehmer stellen. Zu erwähnen bleibt, daß eine Ausweitung des Kapitalstocks oft gleichzeitig technischen Fortschritt verkörpert, so daß sich diese Effekte nicht unbedingt trennen lassen.<sup>23</sup>

Kommen wir zu den Lohneffekten in Tabelle 2 und 3. Im VG steigen die Faktorentlohnungsanteile aller drei Qualifikationsgruppen an, wenn sich der betreffende Lohn erhöht ( $\beta_{UU}, \beta_{MM}, \beta_{HH} > 0$  bis auf die Schätzung mit Quantilsdifferenzen, für die  $\beta_{HH} < 0$ ), d.h. das Absinken der Arbeitsnachfrage kann den Anstieg der Löhne nicht überkompensieren, oder anders gesprochen, die Arbeitsnachfrage ist eher unelastisch. Anders stellt sich die Situation im NVG dar. Hier führt für die Gruppe der niedrig qualifizierten Arbeitnehmer ein Anstieg der Löhne zu einem Absinken des Anteils an der Lohnsumme. Für (M) ist keine signifikante Reaktion erkennbar und für (H) steigt der Anteil vergleichsweise stark an ( $\beta_{HH} \approx 0.08$ ). Wie noch gezeigt wird, impliziert dieser starke Anstieg eine Inkonsistenz des geschätzten Modells, da damit eine positive Eigenlohnelastizität für (H)

---

<sup>22</sup>Der sprachlichen Einfachheit halber schließen wir hier und im Folgenden aus dem Vorzeichen von  $\gamma$  auf die Verschiebung der relativen Nachfrage, d.h. z.B. der Nachfrage nach (U) relativ zu (M) und (H). Es sei jedoch daran erinnert, daß bei gleichem Vorzeichen aus dem Unterschied der  $\gamma$  nicht auf die Veränderung des relativen Faktoreinsatzverhältnisses geschlossen werden kann, siehe hierzu die Ausführungen nach Gleichung (4).

<sup>23</sup>In Fitzenberger (1996) konnte für den Bereich der handelbare Güter produzierenden Sektoren (diese umfassen das VG) gezeigt werden, daß auf Basis der Entwicklung der totalen Faktorproduktivität der technische Fortschritt sowohl (U) als auch (H) relativ zu (M) begünstigte.

im NVG einhergeht. Die Kreuzeffekte zwischen (U) und (M) ( $\beta_{UM}$ ) sind im VG negativ und im NVG positiv, d.h. im NVG ist von einer deutlich stärkeren Substituierbarkeit zwischen (U) und (N) im Vergleich zum VG auszugehen. Zwischen (M) und (H) besteht eher schwache Substituierbarkeit sowohl im VG als auch im NVG, während zwischen (U) und (H) eine vergleichsweise starke Substituierbarkeit im VG besteht. Schließlich reagieren die Anteile von (U) und (H) im NVG nicht signifikant aufeinander, so daß hier von einer Substitutionselastizität nahe 1 auszugehen ist.

Betrachten wir die implizierten Arbeitsnachfrageelastizitäten in Tabelle 3 für je drei ausgewählte Sektoren des VG (4,16,17) und des NVG (36,37,43), so zeigt sich im VG ein invers U-förmiger Verlauf der Eigenlohnelastizitäten ( $|\eta_{U,U,i.}| > |\eta_{M,M,i.}|$  und  $|\eta_{H,H,i.}| > |\eta_{M,M,i.}|$ ). Sowohl für (U) als auch für (H) reagiert die Arbeitsnachfrage elastischer auf Veränderungen des Lohnsatzes der Gruppe als für (M). Die Eigenlohnelastizitäten sind alle dem Betrag nach kleiner als eins, d.h. die Arbeitsnachfrage im VG ist eher unelastisch. Die Kreuzelastizitäten im VG sind alle positiv, d.h. die drei Qualifikationsgruppen sind untereinander substitutiv. Im NVG zeigt sich ein anderes Bild. Hier sinkt die Eigenlohnelastizität der Arbeitsnachfrage so stark mit dem Qualifikationsniveau, daß die Schätzung eine positive Elastizität für (H) impliziert (was dem theoretischen Modell der Kostenminimierung widerspricht). Gleichwohl erscheint uns das qualitative Ergebnis für das NVG sehr plausibel, da es auch mit Ergebnissen in der Literatur übereinstimmt: eine äußerst elastische Arbeitsnachfrage nach (U) ( $|\eta_{U,U,i.}| > 1$ ), eine wesentlich geringere Elastizität für (M) und eine quasi unelastische Arbeitsnachfrage nach (H). Die Kreuzelastizitäten zeigen eine sehr hohe Substituierbarkeit zwischen (M) und (U), aber praktisch keine Substitutions- oder Komplementaritätsbeziehung zwischen (H) und den beiden anderen Gruppen an. Unsere Ergebnisse entsprechen i.w. Fitzroy und Funke (1994), die zeigen konnten, daß in Westdeutschland die Eigenlohnelastizität für niedrig qualifizierte Arbeitnehmer höher ist als für höher qualifizierte Arbeitnehmer. Allerdings zeigt sich hier ein differenzierteres Bild, da wir drei Qualifikationsgruppen unterscheiden und die Untersuchung getrennt für das VG und das NVG erfolgt.

Abschließend kommen wir zu den Effekten der Lohndispersion innerhalb der Qualifizierungsgruppen (Quantilsdifferenzen). Betrachten wir die diesbezüglich geschätzten Koeffizienten in Tabelle 2, dann zeigt sich, daß sowohl im VG als auch im NVG eine Vielzahl signifikanter Parameter auftreten, die die Quantilsdifferenzen betreffen. Im Vergleich zu den Schätzungen ohne Quantilsdifferenzen verändern sich die in beiden Schätzungen auftretenden Parameter kaum, so daß die oben diskutierten Ergebnisse i.w. als robust anzusehen sind. Aufgrund der hohen Zahl der die Quantilsdifferenzen betreffenden Parameter und der Wechselwirkungen zwischen ihnen wenden wir uns in der weiteren Diskussion der Ergebnisse gleich den implizierten Lohnelastizitäten in Tabelle 3 zu, die vergleichsweise leichter zu interpretieren sind. Bei der Interpretation der Effekte der Quantilsdifferenzen ist zu beachten, daß ceteris paribus der Median konstant gehalten wird, d.h. eine Erhöhung der Differenz zwischen dem 80%- und dem 50%-Quantil (zwischen dem 50%- und dem 20%-Quantil) impliziert eine Erhöhung des 80%-Quantils (ein Absinken des 20%-Quantils) und damit eine Erhöhung (ein Absinken) des Durchschnittslohns. Im VG zeigt sich ceteris paribus eine sehr starke positive Reaktion der Nachfrage nach (U) in Folge einer Erhöhung der Differenz zwischen dem 80%- und dem 50%-Quantil und zwischen dem 50%- und dem 20%-Quantil ( $\eta_{U,U8050,i.} > 0$  und  $\eta_{U,U5020,i.} > 0$ ). D.h. eine Erhöhung der Lohndispersion innerhalb der (U)-Gruppe weist deutliche, positive Beschäftigungseffekte für (U) auf. Dies gilt auch für (M) oberhalb des Medians, während sich jedoch die

Koeffizienten für (M) und (H) unterhalb des Medians als signifikant negativ erweisen. Die überraschende Interpretation würde hier lauten, daß für (M) und (H) eine Kompression der Lohnverteilung unterhalb des Medians zu mehr Beschäftigung führen würde (und dies trotz einer Erhöhung des Durchschnittslohns). Die Ergebnisse für das VG können daher nur mit größten Vorbehalten berichtet werden. Im Gegensatz dazu ist das Bild im NVG wesentlich überzeugender. Bis auf  $(\eta_{U,U8050,i..})$  sind alle Eigenelastizitäten bezüglich der Quantilsdifferenzen positiv, so daß davon auszugehen ist, daß hier eine Erhöhung der Lohndispersion innerhalb der Qualifikationsgruppen zu relativen Beschäftigungsgewinnen für die jeweilige Gruppe führt (insbesondere, da fast alle Kreuzeffekte negativ oder insignifikant sind). Insgesamt bleibt festzuhalten, daß weiterer Forschungsbedarf zur Klärung des Einflusses der Lohndispersion innerhalb der Qualifikationsgruppen besteht. Trotz deutlicher Hinweise auf eine die relative Beschäftigung steigernde Wirkung erhöhter Lohndispersion (vor allem im NVG) ist die vorgelegte Untersuchung als erster Versuch anzusehen.

## 4 Einordnung der Ergebnisse und Schlußbemerkungen

Dieser Beitrag nimmt aus theoretischer und ökonomischer Sicht zu der Kontroverse über die Bedeutung der qualifikatorischen Lohnstruktur zur Erklärung der Beschäftigungsstruktur Stellung. Bei der folgenden Einordnung der Ergebnisse steht die Reaktion der *Qualifikationsstruktur* der Beschäftigung auf Veränderungen der Lohnstruktur zwischen den Qualifikationsgruppen im Vordergrund. Trotz deutlicher Hinweise auf eine die relative Beschäftigung steigernde Wirkung einer erhöhten Lohndispersion innerhalb der Qualifikationsgruppen (vor allem im Nichtverarbeitenden Gewerbe) erscheinen uns die in dieser Arbeit erzielten Ergebnisse zu den Beschäftigungswirkungen dieser Dimension der Lohnstruktur noch als vorläufig.<sup>24</sup>

Die Einordnung der Ergebnisse schlägt den Bogen zu der in der Einleitung behandelten wirtschaftspolitischen Kontroverse. Auf der einen Seite steht die Forderung: "Eine wichtige Voraussetzung für mehr Arbeitsplätze auf den unteren Stufen der Produktivitätstreppe ist, daß die Löhne stärker differenziert werden ... Es muß auch möglich sein, die Löhne nach unten auszufächern" (Siebert (1995), S. 242). Eine entgegengesetzte Argumentation lautet: "We have analyzed the broad-brush hypothesis that European unemployment has risen dramatically relative to the United States because there has been a substantial shift in demand against the unskilled in both places but relative wages are rigid in Europe and flexible in the United States. We conclude that this hypothesis is inadequate" (Nickell und Bell (1996), S. 307). Ist der dramatische Beschäftigungsrückgang der niedrig qualifizierten Arbeitnehmer in Westdeutschland also auf eine mangelnde Lohnflexibilität nach unten zurückzuführen?

Zwei Sachverhalte sollten in der Analyse sorgfältig unterschieden werden, nämlich erstens, inwieweit eine Lohnzurückhaltung allgemein, das heißt alle qualifikatorischen Lohngruppen umfassend, zu mehr Beschäftigung führt, und zweitens, in welchem Umfang eine tiefere Lohnspreizung eine Konvergenz der Beschäftigungsrisiken, also eine aus-

---

<sup>24</sup>Nach unserem Kenntnisstand wurde diese Frage mit dieser Arbeit erstmalig in der Literatur im Rahmen eines ökonomisch umsetzbaren Konzeptes behandelt. Daher besteht noch weiterer Forschungsbedarf.

geglichenere Lastverteilung der Arbeitslosigkeit bei gegebener Gesamtbeschäftigung, zur Folge hat. Die vorliegende Untersuchung befaßt sich nur mit dem zweiten Aspekt, ohne die Wichtigkeit des ersten in Abrede zu stellen. Unter Verzicht auf die Details der Datensätze kann zunächst konstatiert werden, daß, ausgehend vom Jahre 1975, die Reallöhne der gering qualifizierten Arbeitnehmer in der Regel stärker gestiegen sind als die der Beschäftigten mit mittlerer oder höherer Qualifikation. Die zeitliche Entwicklung der Reallöhne zwischen den Jahren 1975 und 1990 weist für die unteren und mittleren Qualifikationsgruppen indessen nicht den vielfach behaupteten uniform-positiven Verlauf auf, sondern kann eher durch eine U-förmige Entwicklung - vor allem im Verarbeitenden Gewerbe - gekennzeichnet werden, wobei im Zeitraum der Jahre 1980 bis 1983 eine Verringerung der betreffenden Reallöhne zu beobachten ist. In allen Fällen wurden Einflüsse auf Grund veränderter Alterskohorten und Verschiebungen der sektoralen Beschäftigungsstruktur herausgerechnet. Diese Korrektur ist notwendig, um die Lohnentwicklung von veränderten Verschiebungen in der Beschäftigungsstruktur, die nichts mit der Lohnsetzung zu tun haben, zu bereinigen und kann dafür verantwortlich sein, daß unsere Ergebnisse bezüglich der zeitlichen Entwicklung der qualifikatorischen Lohnstruktur von denen anderer Studien abweichen (OECD (1993)).

Solange einseitige Schuldzuweisungen vermieden werden, sprechen die Resultate der ökonometrischen Überprüfung des theoretischen Ansatzes für einen signifikanten Einfluß der qualifikatorischen Lohnstruktur auf die Beschäftigung und damit für die Möglichkeit, daß mit einer größeren Lohnspreizung nach unten die Beschäftigung von gering qualifizierten Arbeitnehmern erhöht werden kann. Zwar wirken eine Reihe von Determinanten auf die qualifikatorische Struktur der Arbeitsnachfrage wie technischer Fortschritt, Kapitaleinsatz und Output, aber eben auch die qualifikatorische Lohnstruktur. In dieser Sichtweise besteht die Auffassung zu Recht, daß eine differenziertere Lohnstruktur neben anderen Faktoren hilfreich sein kann, wenn es um eine ausgeglichene Lastverteilung der Beschäftigungsrisiken geht. Der diesbezügliche Beitrag, den die Lohnpolitik leisten kann, differiert sektoral, gleichwohl mögen die folgenden durchschnittlichen Angaben zur Illustration von Größenordnungen hilfreich sein.

Da es in diesem Beitrag um eine ausgewogenere Lastverteilung des Beschäftigungsrisikos geht und nicht um eine Verringerung der Arbeitslosigkeit insgesamt, so wichtig diese selbstverständlich ist, kann in Form eines Gedankenexperiments gefragt werden, um wieviel mehr die Löhne gespreizt werden müssen, damit bei gegebenem Output, Kapitaleinsatz und technischem Fortschritt eine hypothetische Angleichung der Arbeitslosenquoten zwischen den einzelnen Qualifikationsgruppen erreicht wird. Bei allen Vorbehalten gegenüber einigen unplausiblen Effekten in unseren Schätzungen lassen die Ergebnisse den vorläufigen Schluß zu, daß im Durchschnitt aller betrachteten Sektoren dafür eine zusätzliche Auffächerung der qualifikatorischen Lohnstruktur um 15 vH zwischen dem Medianwert des Lohnes der unteren (U) und mittleren (M) Qualifikationsgruppe erforderlich wäre, wobei dieser Wert eine Obergrenze darstellt, weil intersektorale Verschiebungen im Output, die auf Grund einer solchen stärkeren Differenzierung voraussichtlich eintreten, außer Betracht bleiben.<sup>25</sup>

---

<sup>25</sup>Diese Zahl ist das Ergebnis der folgenden Vorgehensweise: auf Basis der aggregierten Beschäftigung und der aggregierten Arbeitslosenquoten wurde das aggregierte Angebot für jede Qualifikationsgruppe ( $S_{j,t}$ ) bestimmt. Um die Lastverteilung der Arbeitslosigkeit auszugleichen, müssen sich die relativen Beschäftigungsniveaus dem relativen Angebot an Arbeitnehmern angleichen. Wir nehmen nun an, daß die Veränderungen der Lohnrelation in allen Sektoren gleich sein sollen und bestimmen mit Hilfe einer gewichteten linearen Regression (Zweigliedungsmodell) die notwendigen Veränderungen in den Lohnrelationen.



Zur Einordnung der hier berichteten Simulationsergebnisse sei ergänzend auf folgende aktuellen Forschungsergebnisse hingewiesen: Die Folgestudie in Fitzenberger (1998, Kapitel 5) zeigt, daß die hier geschätzte, zusätzlich erforderliche Lohnspreizung nach unten korrigiert werden muß. In der neuen Studie wird eine leicht modifizierte Translog-Spezifikation mit einem Instrumentvariablenansatz geschätzt, womit u.a. erreicht wird, daß im Durchschnitt die Eigenlohnelastizität der Nachfrage nach höher qualifizierten Arbeitnehmern (H) auch im NVG negativ ist. Die erforderliche Zunahme der Lohnspreizung wurde auf Basis einer Taylor-Approximation erster Ordnung in den Niveaus der Arbeitsnachfragegleichungen exakt durch Aggregation über alle Sektoren berechnet. Nach den Ergebnissen dieser neuen Studie sollte die zusätzliche Spreizung zwischen (M) und (U) zwischen 5 und 6.5 vH betragen.

In DM ausgedrückt bedeutet die hier ermittelte notwendige Spreizung zwischen (M) und (U) von 15 vH, daß die Differenz der kalendertäglichen Entlohnung im Jahre 1990 in Preisen von 1985, nämlich etwa 105 DM und 117 DM in der unteren bzw. mittleren Qualifikationsgruppe, um rund 15 DM steigen müßte. Mit Nachdruck sei aber nochmals in Erinnerung gerufen, daß dieser Wert eine Obergrenze darstellt und für konstante Werte von Output und andere Faktoreinsatzmengen berechnet wurden. Insbesondere würde es in Anlehnung an die Außenwirtschaftstheorie (Heckscher-Ohlin-Modell) naheliegen, daß eine stärkere Differenzierung der Lohnstruktur überproportionale Beschäftigungseffekte in den Sektoren erbringt, die niedrig qualifizierte Arbeit intensiv einsetzen, so daß dann ceteris paribus eine geringere Zunahme der Lohndifferenzierung erforderlich wäre.

In einer sektoralen Betrachtungsweise sind insbesondere im Dienstleistungsbereich bei den gering qualifizierten Beschäftigten Steigerungen zu vermuten, weil deren Eigenlohnelastizität der Arbeitsnachfrage dort besonders hoch ist,<sup>26</sup> im Gegensatz etwa zum Maschinenbau.<sup>27</sup> Dieses Resultat ist konsistent mit der Beobachtung, daß beispielsweise in der Metallindustrie in den unteren Lohngruppen in weitaus geringerem Umfang überhaupt Arbeitskräfte beschäftigt sind, so daß eine weitere Lohnspreizung nach unten geringere Beschäftigungseffekte erwarten läßt.

Aus unseren Berechnungen zur Struktur der Arbeitsnachfrage kann zusammenfassend der Schluß gezogen werden, daß in einigen Sektoren eine weitergehende Lohnspreizung neben anderen Maßnahmen durchaus einen Beitrag zu einer ausgeglicheneren Lastverteilung der Arbeitslosigkeit leisten kann. Die mit einer solchen Auffächerung der Entlohnung in

---

Regressiert wird für das Jahr 1990 die Differenz der tatsächlichen relativen Beschäftigungsrelationen in den jeweiligen Sektoren und dem Verhältnis des aggregierten Arbeitsangebots wie folgt

$$\frac{L_{j,i,1990}}{L_{j',i,1990}} - \frac{S_{j,1990}}{S_{j',1990}} = (\eta_{j,H,.} - \eta_{j',H,.}) \Delta \ln\left(\frac{\widehat{w}_H}{w_U}\right) + (\eta_{j,M,.} - \eta_{j',M,.}) \Delta \ln\left(\frac{\widehat{w}_M}{w_U}\right)$$

auf die Lohnelastizitäten der Arbeitsnachfrage für  $j, j' \in \{U, M, H\}$  und  $j \neq j'$ . Die geschätzten Koeffizienten  $(\Delta \ln(\frac{\widehat{w}_H}{w_U}), \Delta \ln(\frac{\widehat{w}_M}{w_U}))$  sind die Veränderungen in den Lohnrelationen, die mit einem Ausgleich der Beschäftigungsquoten im Durchschnitt kompatibel sind (Nichtlinearitäten seien hier vernachlässigt). Der ermittelte Wert von  $\Delta \ln(\frac{\widehat{w}_H}{w_U})$  wird hier nicht ausgewiesen, da die Schätzungen für (H) als zu unzuverlässig einzustufen sind. Hier ist auf die geschätzten positiven Eigenlohnelastizitäten im NVG und auf das massive Zensierungsproblem in den Löhnen für (H) zu verweisen. Die im folgenden Absatz erwähnte, aktuelle Studie Fitzenberger (1998, Kapitel 5) belegt, daß sich bei Instrumentierung der Schätzungen insbesondere die Ergebnisse für (H) stark ändern.

<sup>26</sup>Dies gilt beispielsweise mit -1.3 für den Sektor "Handel"; aber ein ähnlicher Wert in Höhe von -1.2 trifft auch für das Baugewerbe zu.

<sup>27</sup>Der statistisch insignifikante Wert lautet hier -0.11.

den unteren Qualifikationsgruppen möglicherweise einhergehende Kollision mit dem Lohnabstandsgebot stellt keinen Grund dar, solche Überlegungen zu tabuisieren, weil es eine Reihe von Wegen gibt, das Problem der “working poor”, wie es in den USA zu beobachten ist, zu vermeiden und zwar ohne Absenkung der Unterstützungszahlungen, etwa indem die Hinzuverdienstgrenzen für Empfänger von solchen Transferzahlungen großzügiger gehandhabt werden.<sup>28</sup>

Als ein nächster Analyseschritt sollte sich unseren Überlegungen zum Einfluß der qualifikatorischen Lohnstruktur eine Analyse der Determinanten der Lohnstruktur anschließen. Aus theoretischen Überlegungen ist klar, daß sich Beschäftigungsstruktur und Lohnstruktur gegenseitig beeinflussen, vgl. Franz (1995). Deshalb ist es von Interesse, ob und wieweit die Lohnstruktur auf Ungleichgewichte am Arbeitsmarkt reagiert und ob es Tendenzen in der Lohnbildung gibt, die einer höheren Spreizung der Lohnstruktur entgegenwirken. Vorläufige Ergebnisse, die hier nicht ausgewiesen sind, deuten darauf hin, daß ein kurzfristiger Anstieg der Arbeitsmarktprobleme in einer Qualifikationsgruppe lohndämpfend wirkt. Allerdings weist ein permanenter Anstieg der Arbeitslosigkeit keine lohndämpfenden Effekte auf, so daß diesbezüglich in der Vergangenheit kein Beitrag zu einer gleicheren Lastverteilung der Arbeitslosigkeit konstatiert werden kann. Schließlich finden sich bei allen Vorbehalten gegenüber einigen unplausiblen Effekten deutliche Tendenzen zu einer Orientierung der Lohnbildung an relativen Lohnstrukturen (vor allem im Verarbeitenden Gewerbe), die einem Anstieg der Lohndispersion entgegengewirkt haben können.<sup>29</sup> In weiteren Forschungsarbeiten soll diesem Endogenitätsproblem zwischen Lohn- und Beschäftigungsstruktur verstärkt Rechnung getragen werden.

---

<sup>28</sup>Für eine Übersicht vgl. Jerger und Spermann (1997).

<sup>29</sup>Die ausführliche Beschreibung dieser Ergebnisse waren Teil der ersten Version dieser Arbeit und können auf Anfrage verfügbar gemacht werden.

# A Anhang

## A.1 Datenbeschreibung

Die empirische Analyse in dieser Arbeit beruht im wesentlichen auf zwei Datenquellen für Westdeutschland, der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) auf Sektorebene und der IAB-Beschäftigtenstichprobe (I<sub>A</sub>BS). Die beiden Datenquellen wurden mit dem Ziel verknüpft, qualifikationsspezifische Lohn- und Beschäftigungsdaten mit den sektorspezifischen Daten aus der VGR zusammenzuführen. Daneben wurden Daten über gesamtwirtschaftliche Beschäftigungsentwicklung und die Entwicklung der Arbeitslosigkeit aus der aggregierten Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des DIW und aus der Fachserie 4.1.3 Bevölkerung und Erwerbstätigkeit verwendet.

Im folgenden werden zuerst die Daten der VGR und der I<sub>A</sub>BS beschrieben und es wird auf verschiedene Aspekte der Datenaufbereitung eingegangen. Im weiteren wird die Berechnung der qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten erläutert. Zum Abschluß enthält Tabelle 1 die in dieser Arbeit verwendete Sektorklassifikation.

1. Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen (VGR), Fachserie 18, Reihe 1.3 (1975 bis 1990), des Statistischen Bundesamtes nach 58 Wirtschaftsbereichen (Sektoren). Die VGR umfasst Jahreszahlen für folgende Variablen: Bruttowertschöpfung, beschäftigte Arbeitnehmer, Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit, Nettokapitalstock (Bauten und Ausrüstungen) und Deflatoren für Bruttowertschöpfung. Vorleistungen und Produktionswerte sind für die 58 Wirtschaftsbereiche nur in laufenden Preisen verfügbar.<sup>30</sup> Die Analyse in dieser Arbeit erfolgt auf Basis von 46 der 49 Sektoren, d.h. ohne Staat, 48, Landwirtschaft, 1, und Private Haushalte und Organisationen ohne Erwerbscharakter, 49. Wir trennen meist das Verarbeitende Gewerbe (Sektoren 4–35) von dem nicht Verarbeitendem Gewerbe (Sektoren 2, 3, 36–47).

2. IAB-Beschäftigtenstichprobe (I<sub>A</sub>BS): eine 1 vH Zufallsstichprobe der westdeutschen Rentenversicherungsdaten für den Zeitraum 1975 bis 1990, vgl. Bender et al. (1996). Die I<sub>A</sub>BS beruht auf dem Meldesystem der Rentenversicherungsträger und umfaßt daher nur die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung. Im Gegensatz zu VGR-Daten ist eine Unterteilung der Beschäftigten nach dem formalen Ausbildungsniveau möglich. Es fehlen in der I<sub>A</sub>BS Informationen über Beschäftigungsverhältnisse mit einem Verdienst unterhalb der Geringfügigkeitsgrenze und oben sind die Verdienste an der Beitragsbemessungsgrenze abgeschnitten (Zensierung), vgl. Bender et al. (1996, S. 14). Der Anteil der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung schwankt stark nach Wirtschaftszweigen (Bender et al. (1996, S. 10)). Insgesamt umfaßt die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung etwa 80% der Gesamtbeschäftigten.

Die Sektorklassifikation der I<sub>A</sub>BS folgt dem Verzeichnis der Wirtschaftszweige der Bundesanstalt für Arbeit und weicht von der Klassifikation des Statistischen Bundesamtes ab. Die Klassifikation der I<sub>A</sub>BS umfasst 95 Wirtschaftszweige und ist in den meisten Fällen feiner als die Klassifikation nach 58 Wirtschaftsbereichen in der VGR. In drei Fällen, nämlich für die Wirtschaftsbereiche<sup>31</sup> 35/36 (Holz), 37/38 (Papier) und 60/61 (Banken, Versicherungen), ist nur die Information für die beiden jeweiligen Sektoren zu-

---

<sup>30</sup>Flaig und Steiner (1993) beschreiben eine Methode, um Vorleistungen und Produktionswerte in konstanten Preisen mit Hilfe von Input-Output-Tabellen zu schätzen.

<sup>31</sup>Die Numerierung bezieht sich auf die Klassifikation des Statistischen Bundesamtes, vgl. Tabelle 1.

sammen in der  $I_{\Delta}BS$  verfügbar. In diesen Fällen wird die Beschäftigungsinformation proportional zu der Beschäftigung in der VGR auf die Sektoren aufgeteilt.

Aus der  $I_{\Delta}BS$  werden Lohn- und Beschäftigungsinformationen für die folgenden drei Qualifikationsgruppen verwendet:

- (U) ohne abgeschlossene Berufsausbildung und ohne Fachhochschul-/Universitätsabschluß  
("unqualifiziert" – geringe Qualifikation)
- (M) mit abgeschlossener Berufsausbildung und ohne Fachhochschul-/Universitätsabschluß  
(mittlere Qualifikation)
- (H) mit Fachhochschul-/Universitätsabschluß  
(hohe Qualifikation)

Die grundlegende Beobachtungseinheit in der  $I_{\Delta}BS$  ist das sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnis (innerhalb eines Jahres) mit Anfangszeitpunkt, Endzeitpunkt und durchschnittlichem Bruttotageslohn. Letzterer ist an der Beitragsbemessungsgrenze (BBG) zensiert. Die Jahreslohnbeobachtung für eine Person wird als gewichteter Durchschnitt der Lohnbeobachtungen über die verschiedenen Beschäftigungsverhältnisse in einem Jahr berechnet, wobei die zeitliche Länge als Gewicht eingeht. Die Gesamtdauer der Beschäftigung in einem Jahr geht in die Berechnung des gewichteten Quantile und der unbereinigten Sektorbeschäftigung als Gewicht ein. Die Gesamtbeschäftigung in einem Sektor aus der VGR wird dann gemäß der unbereinigten Sektorbeschäftigung in der  $I_{\Delta}BS$  auf die drei Qualifikationsgruppen aufgeteilt. Bei mehreren Beschäftigungsverhältnissen zu einem Zeitpunkt, vgl. Bender et al. (1996, S. 74ff), wird die Summe der Tageslöhne als Lohnbeobachtung verwendet. Wenn die gleichzeitigen Beschäftigungsverhältnisse verschiedenen Sektoren zuzuordnen sind, dann wird jedem Sektor der Gesamtlohn und die Länge des Beschäftigungsverhältnisses gemäß dem Anteil am Gesamtlohn zugeordnet. Diese Vorgehensweise läßt sich durch die Annahme rechtfertigen, daß der Entlohnungsanteil mit der Aufteilung der Arbeitszeit auf die verschiedenen Beschäftigungsverhältnisse korrespondiert und die Entlohnung je Zeiteinheit konstant ist. Auch wenn nur ein Beschäftigungsverhältnis zu einem Zeitpunkt vorliegt, kann aus Anonymisierungsgründen nur die Information vorliegen, daß das Beschäftigungsverhältnis verschiedenen Sektoren zuzuordnen ist. Auch in diesem Fall wird jedem betroffenen Sektor die Lohnbeobachtung zugeordnet. Die Länge des Beschäftigungsverhältnisses wird auf alle Sektoren gleich aufgeteilt.

Im Zeitablauf wurden immer mehr Zuschläge dem sozialversicherungspflichtigen Entgelt zugerechnet, vgl. Bender et al. (1996, S. 15). Insbesondere wurden ab 1984 Einmalzahlungen der Arbeitgeber sozialversicherungspflichtig. Steiner und Wagner (1984) weisen darauf hin, daß dieser Effekt einen deutlichen Anstieg der Lohnungleichheit bewirkt, der jedoch als Strukturbruch in den Daten anzusehen ist. Um diesem Problem Rechnung zu tragen, wurden in dieser Arbeit Werte oberhalb des Medians vor 1984 wie folgt korrigiert. Abbildung 3 weist die Randverteilung der Löhne ohne Korrektur auf. Die Korrektur beruht auf der Annahme, daß nur die Löhne oberhalb des Medians in 1984 von dem Strukturbruch betroffen sind und deshalb die Quantile oberhalb des Medians vor 1984 nach oben zu korrigieren sind. Für das Lohnwachstum von 1983 nach 1984 wird eine lineare Regression für die 19 Quantile von 5% bis 95% geschätzt, wobei das Wachstum bis zum Median als konstant geschätzt wird und für den Bereich oberhalb des Medians wird eine lineare Funktion im Unterschied in Prozentpunkten zum Median unterstellt.

Wir interpretieren die geschätzte lineare Funktion im Perzentilsabstand oberhalb des Medians als das durch den Strukturbruch induzierte übermäßige Lohnwachstum, um das die Löhne oberhalb des Median vor 1984 nach oben zu korrigieren sind. Falls das korrigierte Perzentil der Randverteilung vor 1984 oberhalb der BBG liegt, wird stattdessen die BBG ausgewiesen. Abbildung 4 weist die Randverteilung der Löhne nach der Korrektur auf.

Die Korrektur der individuellen Lohndaten bzw. der Lohnperzentile in nach verschiedenen Kriterien geordneten Gruppen (“Zellen”) beruht auf der beschriebenen Korrektur der Randverteilung. Für jede Beobachtungseinheit (Person oder Perzentil in einer Zelle) wird die Quantilsposition in der Randverteilung 1984 durch lineare Interpolation zwischen den 19 Quantilen 5% bis 95% bestimmt (falls unter 5% oder oberhalb von 95% ist typischerweise keine Korrektur notwendig – formal verwenden wir den Korrekturfaktor für 5% bzw. 95%). Daraus ergibt sich der anzuwendende Korrekturfaktor für die Lohnbeobachtungen vor 1984.

3. Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquoten: Basierend auf dem Mikrozensus finden sich Daten über Erwerbstätige und Erwerbslose in Fachserie 1, Reihe 4.1.3 “Bevölkerung und Erwerbstätigkeit” des Statistischen Bundesamtes und zwar für die Jahre 1976, 1978, 1980, 1982, 1985, 1988 und 1990. Zur Schätzung der Arbeitslosenquoten für die dazwischenliegenden Jahre werden die Daten auf Basis einer Regressionsschätzung interpoliert, wobei die aggregierte Arbeitslosenquote als Erklärungsvariable für die periodenspezifische Entwicklung dient.

Da sich die aggregierte Arbeitslosenquote auf die Anzahl der registrierten Arbeitslosen und die Zahl der unselbständig Beschäftigten im Jahresdurchschnitt bezieht, während der Mikrozensus Erwerbstätige und Erwerbslose zu einem Zeitpunkt im Jahr (April) erfasst und sich die Definitionen leicht unterscheiden, entspricht die in Abbildung 2 ausgewiesene aggregierte Arbeitslosenquote nicht dem entsprechend gewichteten Durchschnitt der qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten.

Tabelle 1: Klassifikation der Wirtschaftsbereiche gemäß Statistischem Bundesamt (FS 18, R 1.3)

Nr. <sup>a</sup>	StaBu-Nr. <sup>b</sup>	Sektor
1	01	Land- u. Forstwirtschaft, Fischerei
2	06	Elektrizität-, Gas-, Fernwärme-, Wasserversorgung
3	10	Bergbau
4	14	Chemische Industrie, Herstellung u. Verarbeitung von Spalt- u. Brutstoffen
5	15	Mineralölverarbeitung
6	16	Herstellung v. Kunststoffwaren
7	17	Gummiverarbeitung
8	18	Gewinnung u. Verarbeitung v. Steinen u. Erden
9	19	Feinkeramik
10	20	Herstellung u. Verarbeitung v. Glas
11	21	Eisenschaffende Industrie
12	22	NE-Metallerzeugung, NE-Metallhalbzeugwerke
13	23	Gießerei
14	24	Ziehereien, Kaltwalzwerke, Stahlverformung usw.
15	25	Stahl- u. Leichtmetall, Schienenfahrzeuge
16	26	Maschinenbau
17	27	Herstellung v. Büromaschinen, EDV-Geräten u. -Einrichtungen
18	28	Straßenfahrzeugbau, Reparatur v. KFZ usw.
19	29	Schiffbau
20	30	Luft- u. Raumfahrzeugbau
21	31	Elektrotechnik, Reparatur v. Haushaltsgeräten
22	32	Feinmechanik, Optik, Herstellung v. Uhren
23	33	Herstellung v. Eisen-, Blech- u. Metallwaren
24	34	Herstellung v. Musikinstrumenten, Spielwaren, Füllhaltern usw.
25	35	Holzbearbeitung
26	36	Holzverarbeitung
27	37	Zellstoff-, Holzschliff-, Papier- u. Papperzeugung
28	38	Papier- u. Pappeverarbeitung
29	39	Druckerei, Vervielfältigung
30	40	Ledergewerbe
31	41	Textilgewerbe
32	42	Bekleidungs-gewerbe
33	43	Ernährungsgewerbe (ohne Getränkeherstellung)
34	44	Getränkeherstellung
35	45	Tabakverarbeitung
36	46	Baugewerbe
37	50	Handel
38	54	Eisenbahnen
39	55	Schifffahrt, Wasserstraßen, Häfen

Nr.<sup>a</sup> StaBu-Nr.<sup>b</sup> Sektor < Fortsetzung >

---



---

40	56	Deutsche Bundespost
41	57	Übriger Verkehr
42	60	Kreditinstitute
43	61	Versicherungsunternehmen
44	64	Gastgewerbe, Heime
45	65	Bildung, Wissenschaft, Kultur usw., Verlagswesen
46	66	Gesundheits- u. Veterinärwesen
47	67	Übrige Dienstleistungsunternehmen
48	70	Staat
49	73	Private Haushalte, Private Organisationen ohne Erwerbscharakter

---

a: In dieser Arbeit verwendete Numerierung der Wirtschaftsbereiche. Die Schätzergebnisse für ausgewählte Sektoren in Tabellen 3 beziehen sich auf diese Numerierung.  
b: Numerierung der Wirtschaftsbereiche durch das Statistische Bundesamt.

## A.2 Abbildungen und Regressionsergebnisse

Abbildung 1: Aggregierte Beschäftigungstrends nach Qualifikationen (1980=100)

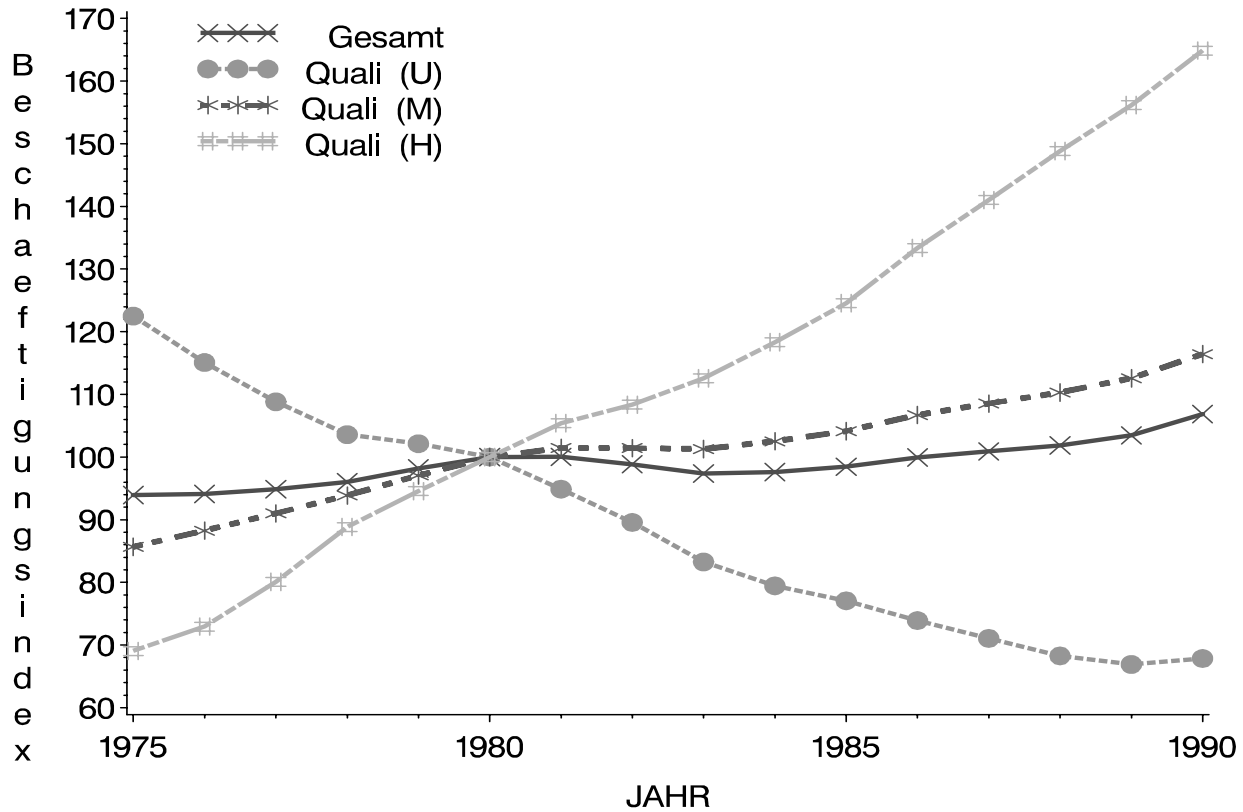


Abbildung 2: Entwicklung der Arbeitslosenquoten nach Qualifikationen

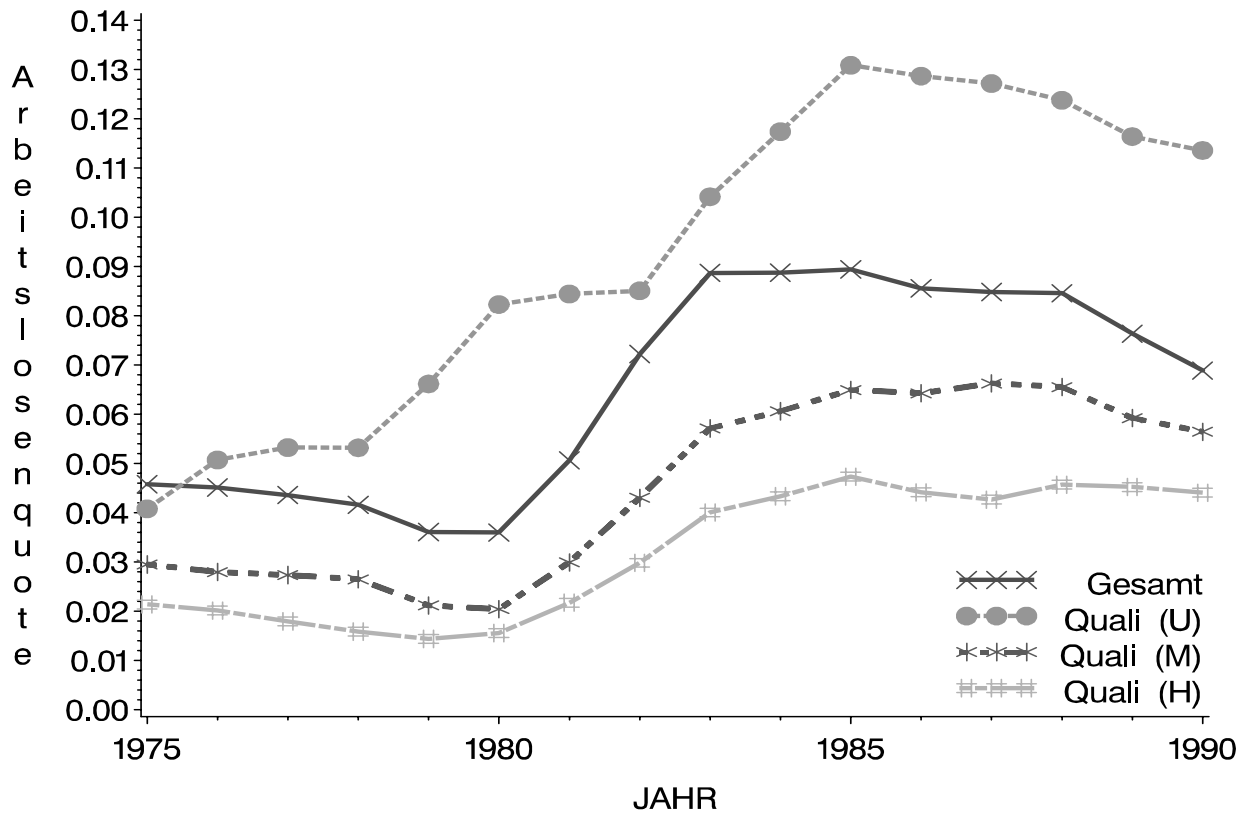




Abbildung 3: Verteilung der Löhne vollwerbstätiger Männer vor Korrektur

Quantile der realen Tagesloehne (1985 = 100)

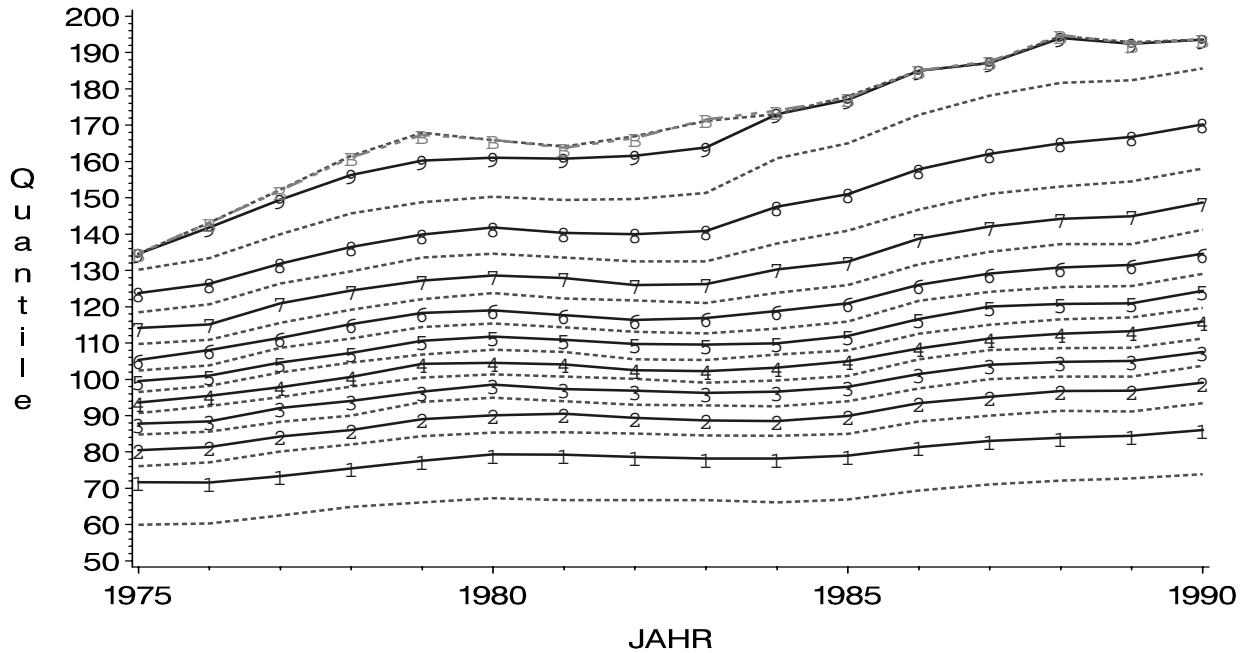
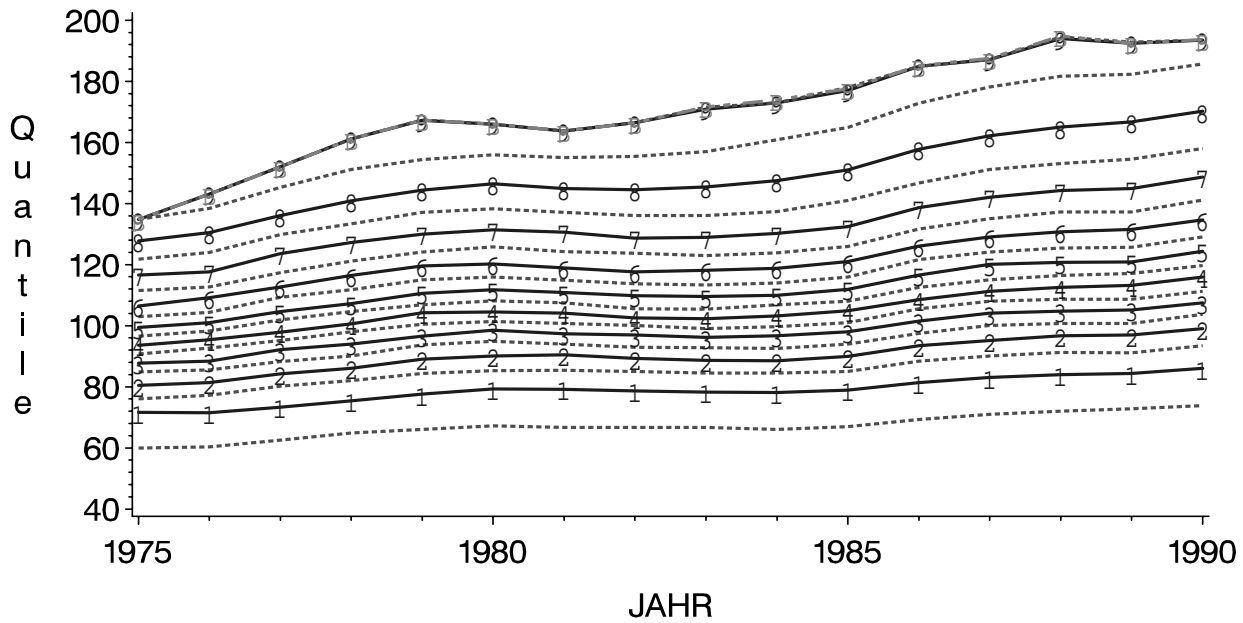


Abbildung 4: Verteilung der Löhne vollwerbstätiger Männer nach Korrektur

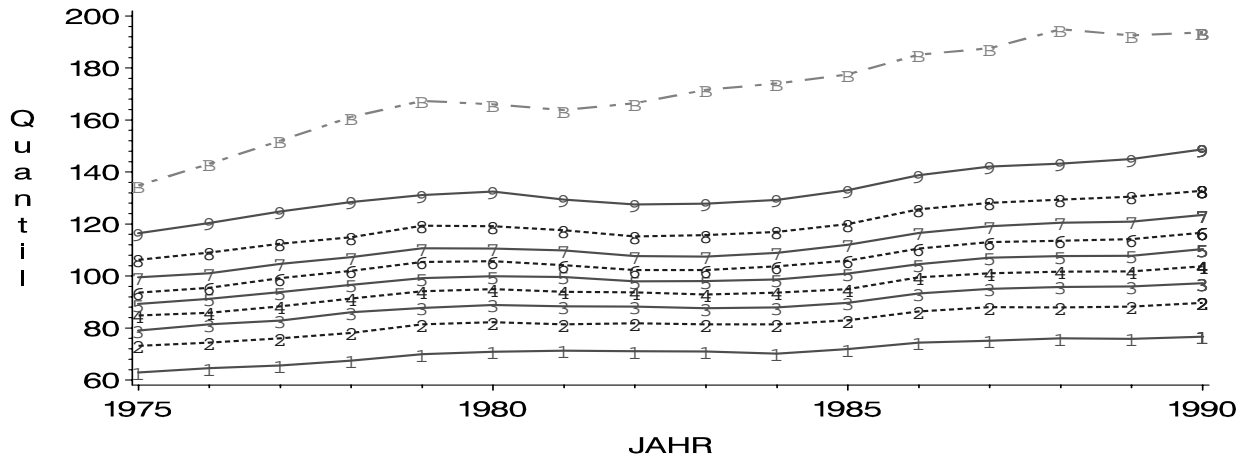
Quantile der realen Tagesloehne (1985 = 100) – Korrigiert



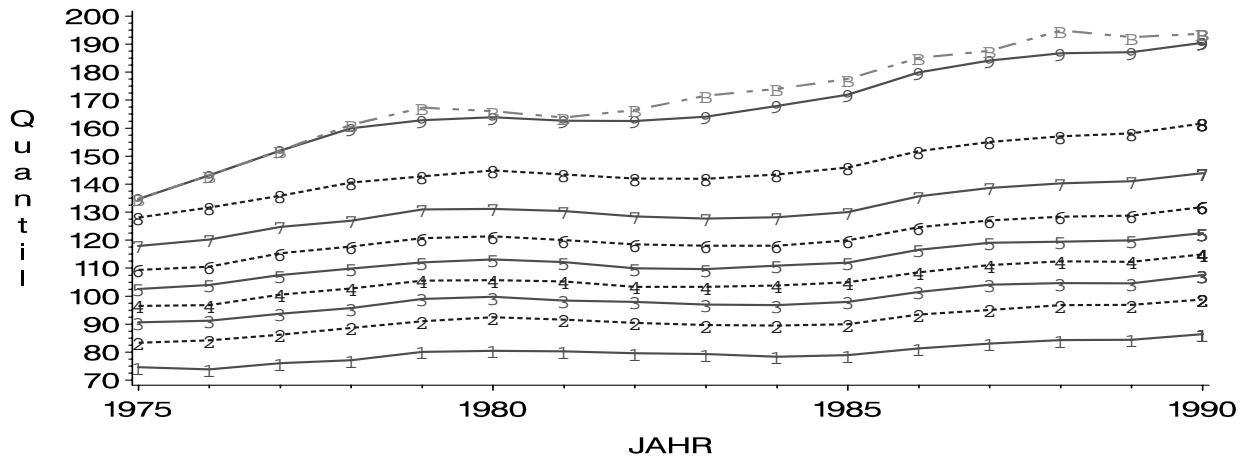
.....	5%	1-1-1	10%	.....	15%	2-2-2	20%	.....	25%
3-3-3	30%	.....	35%	4-4-4	40%	.....	45%	5-5-5	50%
.....	55%	6-6-6	60%	.....	65%	7-7-7	70%	.....	55%
8-8-8	80%	.....	85%	9-9-9	90%	.....	95%	B-B-B	BBG

Abbildung 5: Verteilung der Löhne vollwerbstätiger Männer nach Qualifikationsgruppen

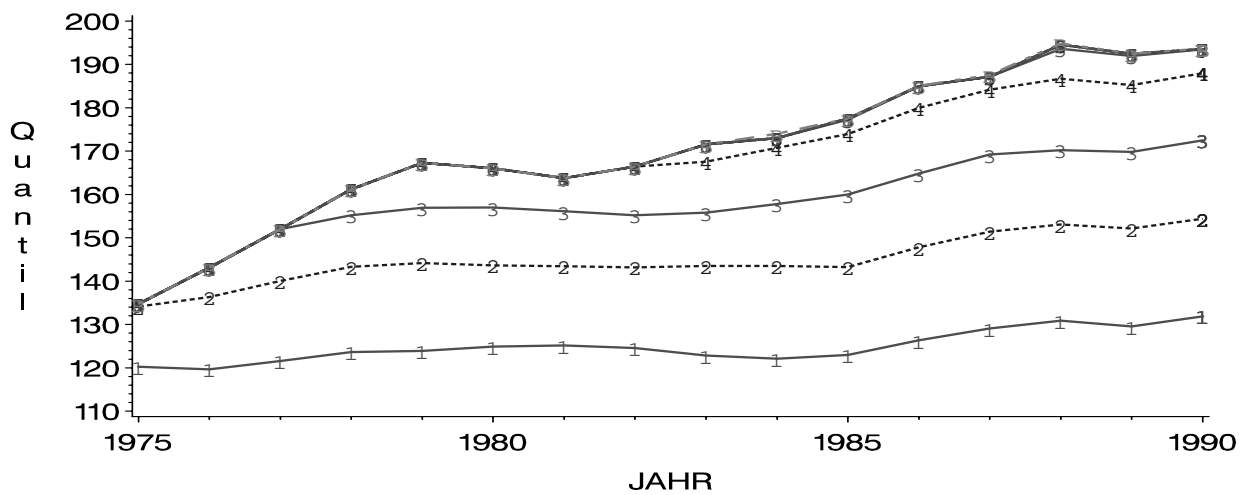
Quantile der realen Tageslöhne (1985=100) – Korrigiert  
QUALI = U



Quantile der realen Tageslöhne (1985=100) – Korrigiert  
QUALI = M



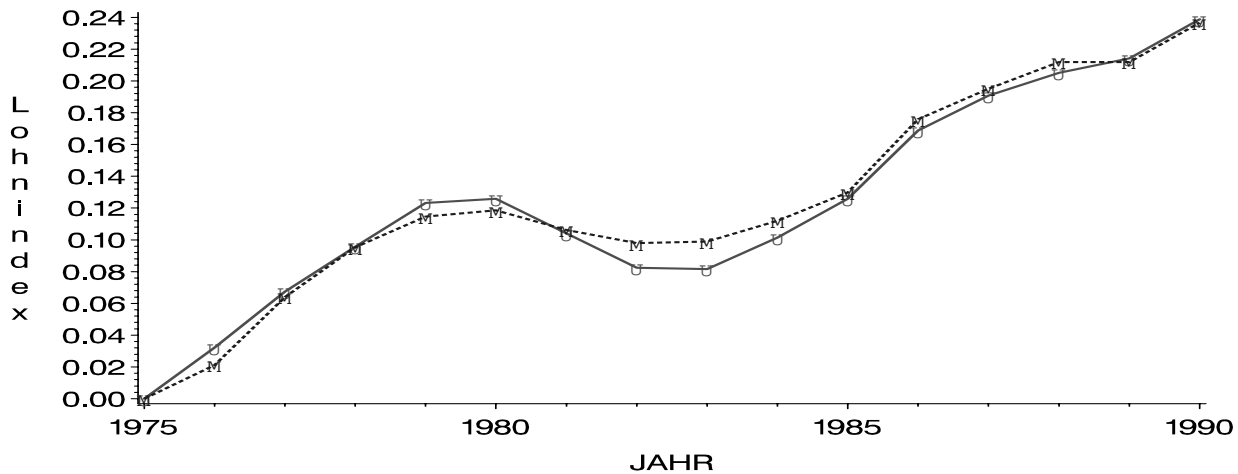
Quantile der realen Tageslöhne (1985=100) – Korrigiert  
QUALI = H



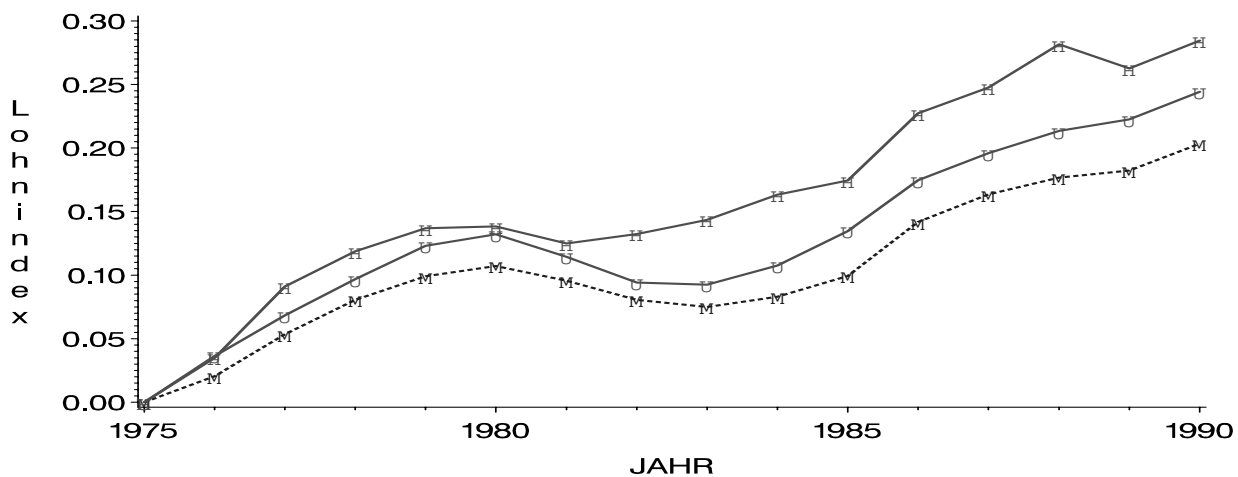
1-1-1	10%	2-2-2	20%	3-3-3	30%	4-4-4	40%	5-5-5	50%
6-6-6	60%	7-7-7	70%	8-8-8	80%	9-9-9	90%	B-B-B	BBG

Abbildung 6: Geschätzte Zeittrends der Löhne voll-erwerbstätiger Männer nach Kontrolle für quadratisches Polynom im Alter und Industriedummies

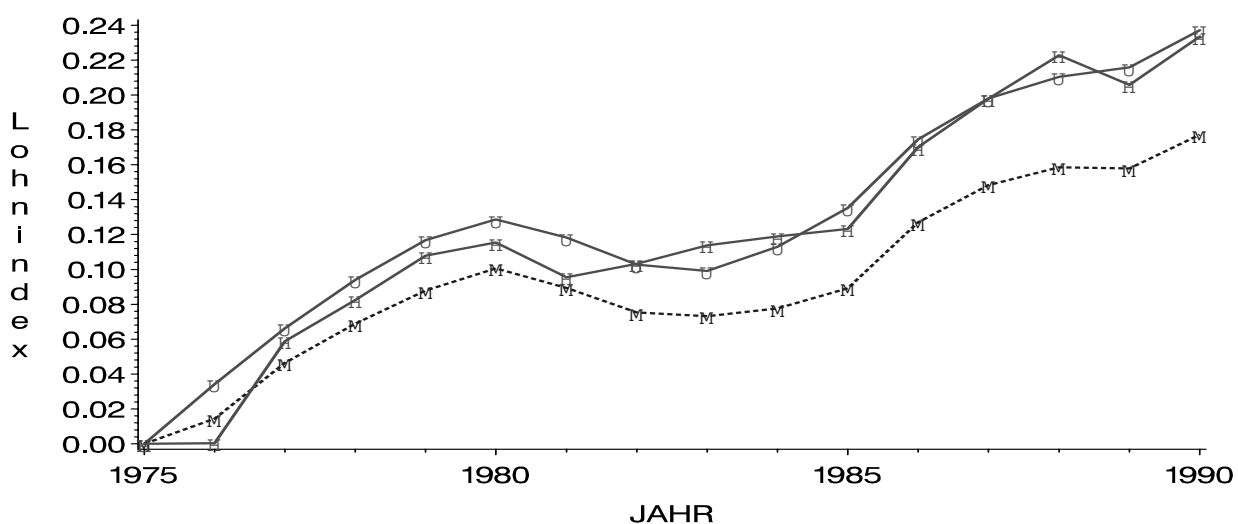
LOG Reale Tagesloehne (1975 = 0) — Korrigiert  
 VERARB = 1 QUANTIL = 80%



LOG Reale Tagesloehne (1975 = 0) — Korrigiert  
 VERARB = 1 QUANTIL = 50%



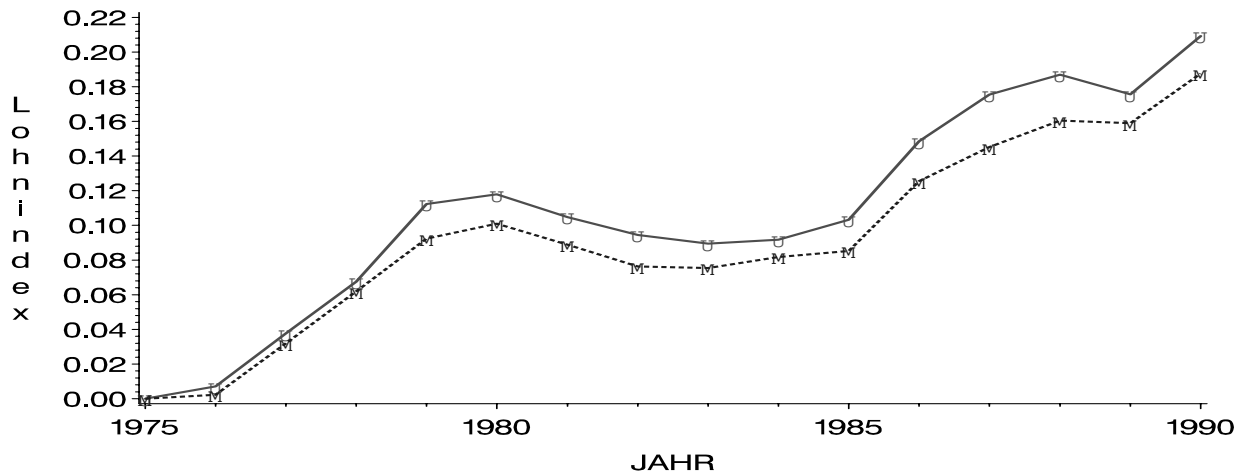
LOG Reale Tagesloehne (1975 = 0) — Korrigiert  
 VERARB = 1 QUANTIL = 20%



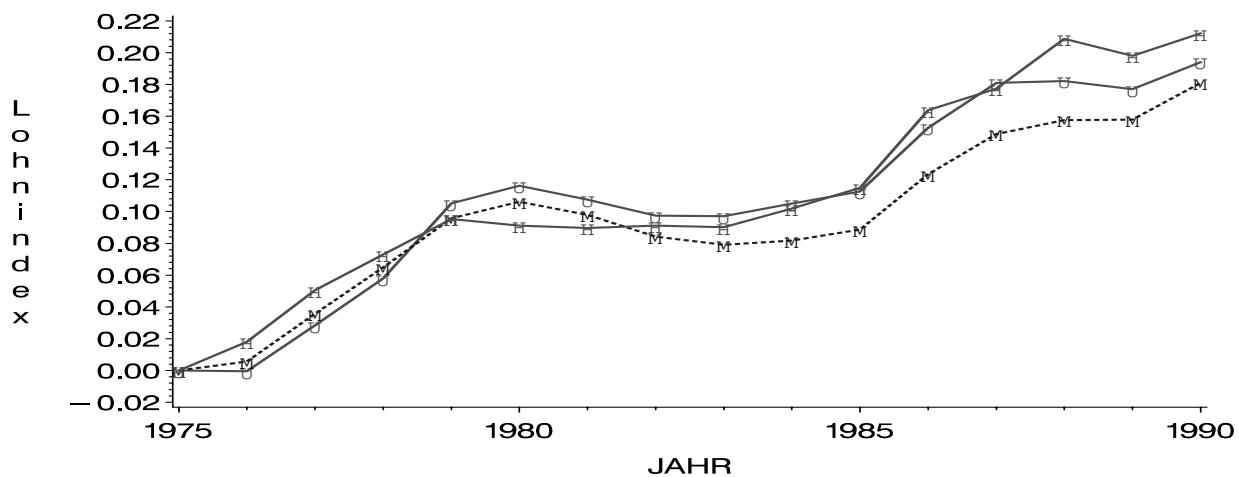
○ ○ ○ Quali = U
■ ■ ■ Quali = M
▲ ▲ ▲ Quali = H

Abbildung 7: Geschätzte Zeittrends der Löhne voll-erwerbstätiger Männer nach Kontrolle für quadratisches Polynom im Alter und Industriedummies

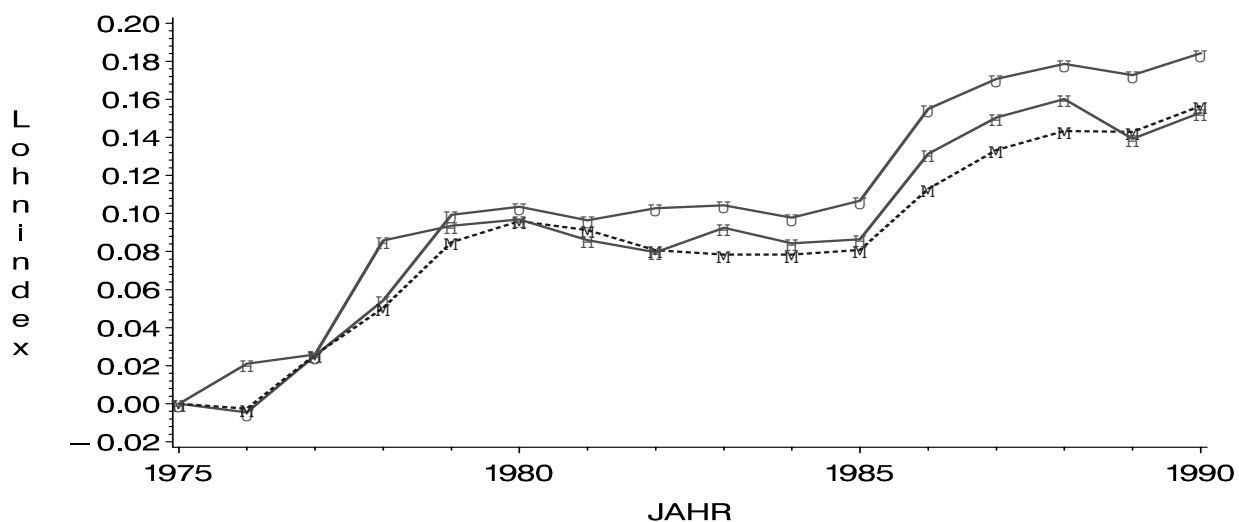
LOG Reale Tagesloehne (1975 = 0) — Korrigiert  
 VERARB = 0 QUANTIL = 80%



LOG Reale Tagesloehne (1975 = 0) — Korrigiert  
 VERARB = 0 QUANTIL = 50%



LOG Reale Tagesloehne (1975 = 0) — Korrigiert  
 VERARB = 0 QUANTIL = 20%



Quali = U



Quali = M



Quali = H

Tabelle 2: Schätzergebnisse für Translog-Kostenfunktion und Anteilsgleichungen<sup>a</sup>

Parameter	Verarbeitendes Gewerbe <sup>b</sup>				Nichtverarbeitendes Gewerbe <sup>c</sup>			
	Ohne QD <sup>d</sup>		Mit QD <sup>d</sup>		Ohne QD <sup>d</sup>		Mit QD <sup>d</sup>	
	Koeff.	t-stat	Koeff.	t-stat	Koeff.	t-stat	Koeff.	t-stat
$\alpha_y$	.5973	(16.6)	.6066	(16.8)	-.5795	(4.8)	-.4931	(4.5)
$\alpha_{yy}$	.2684	(9.9)	.2782	(10.2)	.0835	(1.5)	.0332	(.6)
$\alpha_t$	-.0139	(10.3)	-.0110	(7.1)	-.0373	(7.9)	-.0321	(6.8)
$\alpha_{tt}$	.0001	(.9)	.0002	(1.4)	.0013	(5.6)	.0012	(5.4)
$\alpha_{ty}$	.0073	(9.2)	.0079	(10.0)	.0104	(12.9)	.0114	(15.0)
$\alpha_k$	.4226	(10.4)	.3885	(9.6)	2.3264	(16.4)	2.2566	(17.6)
$\alpha_{kk}$	.3119	(10.8)	.3348	(11.3)	-.4147	(7.3)	-.4461	(8.5)
$\alpha_{ky}$	-.3494	(12.4)	-.3605	(12.5)	.0567	(1.1)	.0921	(2.0)
$\alpha_{tk}$	-.0040	(4.9)	-.0051	(6.4)	-.0048	(4.8)	-.0075	(7.3)
$\beta_{UU}$	.0696	(2.1)	.1124	(3.1)	-.1413	(3.8)	-.0481	(1.2)
$\beta_{UM}$	-.0742	(2.2)	-.1258	(3.4)	.1475	(3.5)	.0559	(1.2)
$\beta_{MM}$	.0821	(2.4)	.1322	(3.4)	-.0757	(1.4)	.0200	(.34)
$\gamma_{yU}$	-.0372	(5.1)	-.0527	(7.5)	.0314	(3.0)	.0210	(2.2)
$\gamma_{yM}$	.0070	(0.8)	.0218	(2.6)	-.0481	(3.9)	-.0317	(2.5)
$\gamma_{tU}$	-.0104	(60.3)	-.0101	(44.2)	-.0071	(28.3)	-.0061	(24.0)
$\gamma_{tM}$	.0076	(39.3)	.0070	(26.0)	.0059	(18.7)	.0052	(14.8)
$\gamma_{kU}$	.0388	(5.1)	.0507	(7.0)	-.0228	(2.7)	-.0254	(3.4)
$\gamma_{kM}$	-.0656	(7.7)	-.0774	(9.2)	-.0245	(2.4)	-.0166	(1.7)
$\alpha_U^{8050}$			.3582	(4.6)			-.6638	(5.8)
$\alpha_U^{5020}$			.1054	(1.5)			-.1757	(2.1)
$\alpha_M^{8050}$			-.1106	(1.4)			.3439	(3.1)
$\alpha_M^{5020}$			-.5440	(6.6)			1.6794	(8.6)
$\alpha_H^{5020}$			.0029	(.2)			.4391	(8.0)
$\gamma_{UU}^{8050}$			.0341	(.8)			.1091	(3.1)
$\gamma_{UU}^{5020}$			.1779	(4.6)			.0695	(2.9)
$\gamma_{UM}^{8050}$			-.1960	(4.7)			.1760	(6.0)
$\gamma_{UM}^{5020}$			.1483	(3.3)			-.1443	(2.4)
$\gamma_{UH}^{5020}$			.0110	(1.1)			-.1043	(6.4)
$\gamma_{MU}^{8050}$			-.0150	(.3)			-.0683	(1.5)
$\gamma_{MU}^{5020}$			-.0926	(2.1)			-.0490	(1.5)
$\gamma_{MM}^{8050}$			.2942	(6.1)			-.0587	(1.5)
$\gamma_{MM}^{5020}$			-.1515	(2.8)			-.1194	(1.5)
$\gamma_{MH}^{5020}$			.0046	(.4)			.0734	(3.3)

Tabelle 2: &lt; Fortsetzung &gt; Schätzergebnisse

Parameter	Implizit Geschätzte Parameter <sup>e</sup>					
	Koeff.	t-stat	Koeff.	t-stat	Koeff.	t-stat
$\beta_{UH}$	.0045	( 1.8)	.0134	( 2.5)	-.0062	( .4)
$\beta_{MH}$	-.0079	( 2.8)	-.0064	( 1.0)	-.0718	( 3.2)
$\beta_{HH}$	.0034	( 3.0)	-.0070	( 2.3)	.0780	( 5.0)
$\gamma_{yH}$	.0302	( 7.7)	.0309	( 7.7)	.0167	( 2.0)
$\gamma_{kH}$	.0268	( 6.5)	.0267	( 6.4)	.0474	( 7.0)
$\gamma_{tH}$	.0028	(32.2)	.0032	(24.7)	.0011	( 5.9)

a: Schätzungen umfassen Industriedummies in Kostenfunktion, Gleichung (1), und in Anteilsgleichungen, Gleichung (2). Die Koeffizienten dieser Dummyvariablen sind nicht ausgewiesen.

b: Sektoren 4 bis 35 in Tabelle 1.

c: Sektoren 2, 3, 36 bis 47 in Tabelle 1.

d: Schätzungen ohne [Gleichungen (1) und (2)] oder [Gleichungen (5) und (6)] mit Quantilsdifferenzen (QD) innerhalb der Qualifikationsgruppen

e: Parameter, die sich aus den explizit geschätzten Parametern aufgrund der auferlegten Restriktionen ergeben.

Tabelle 3: Geschätzte Arbeitsnachfrageelastizitäten für ausgewählte Sektoren<sup>a</sup>

Schätzung ohne Quantilsdifferenzen [Gleichungen (1) und (2)]						
Arbeitsnachfrageelastizitäten (t-Statistiken in Klammern)						
	Sektor <sup>b</sup> 4	Sektor <sup>b</sup> 16	Sektor <sup>b</sup> 17	Sektor <sup>b</sup> 36	Sektor <sup>b</sup> 37	Sektor <sup>b</sup> 43
	Chemie	Maschinenbau	EDV	Bau	Handel	Versicherung
$\eta_{U,U,i..}$	-.4648 (3.2)	-.3895 (1.8)	-.3966 (1.9)	-1.9208 (6.9)	-2.1814 (6.4)	-2.1170 (6.5)
$\eta_{U,M,i..}$	-3.222 (2.2)	.2753 (1.3)	.1423 (.7)	1.9229 (6.2)	2.1851 (5.8)	2.0985 (5.8)
$\eta_{U,H,i..}$	.1426 (12.3)	.1141 (6.7)	.2543 (15.3)	-.0020 (.0)	-.0037 (.0)	.0184 (.1)
$\eta_{M,M,i..}$	-.2201 (4.3)	-.1285 (2.9)	-.2480 (4.5)	-.2704 (4.2)	-.2530 (4.0)	-.2806 (4.3)
$\eta_{M,U,i..}$	.1099 (2.2)	.0547 (1.3)	.0357 (.7)	.3134 (6.2)	.2856 (5.8)	.2962 (5.8)
$\eta_{M,H,i..}$	.1101 (25.0)	.0738 (19.5)	.2123 (45.7)	-.0429 (1.6)	-.0325 (1.2)	-.0156 (.6)
$\eta_{H,H,i..}$	-.8499 (90.6)	-.8754 (64.3)	-.7598 (149.2)	.8021 (2.2)	.5209 (1.8)	.1450 (.7)
$\eta_{H,U,i..}$	.2605 (12.3)	.2058 (6.7)	.1757 (15.2)	-.0063 (.0)	-.0076 (.0)	.0291 (.1)
$\eta_{H,M,i..}$	.5894 (25.0)	.6696 (19.5)	.5841 (45.7)	-.7957 (1.6)	-.5132 (1.2)	-.1741 (.6)

Tabelle 3: &lt; Fortsetzung &gt; Geschätzte Arbeitsnachfrageelastizitäten

Schätzung mit Quantildifferenzen [Gleichungen (5) und (6)]						
Arbeitsnachfrageelastizitäten (t-Statistiken in Klammern)						
	Sektor <sup>b</sup> 4	Sektor <sup>b</sup> 16	Sektor <sup>b</sup> 17	Sektor <sup>b</sup> 36	Sektor <sup>b</sup> 37	Sektor <sup>b</sup> 43
	Chemie	Maschinenbau	EDV	Bau	Handel	Versicherung
$\eta_{U,U,i.}$	-.2734 (1.7)	-.1078 (.5)	-.1217 (.5)	-1.2253 (4.3)	-1.3302 (3.8)	-1.3048 (3.9)
$\eta_{U,M,i.}$	.0911 (.5)	-.0646 (.3)	-.1896 (.8)	1.2388 (3.8)	1.3479 (3.4)	1.2996 (3.4)
$\eta_{U,H,i.}$	.1822 (7.7)	.1725 (4.9)	.3113 (9.1)	-.0134 (.1)	-.0176 (.1)	.0051 (.0)
$\eta_{M,M,i.}$	-.1435 (2.4)	-.0628 (1.2)	-.1671 (2.7)	-.1539 (2.1)	-.1386 (2.0)	-.1628 (2.2)
$\eta_{M,U,i.}$	.0311 (.5)	-.0128 (.2)	-.0476 (.8)	.2019 (3.8)	.1761 (3.4)	.1834 (3.4)
$\eta_{M,H,i.}$	.1124 (11.8)	.0757 (9.3)	.2147 (21.5)	-.0480 (1.5)	-.0375 (1.2)	-.0206 (.6)
$\eta_{H,H,i.}$	-.9346 (38.3)	-.9985 (28.1)	-.8057 (60.8)	.9293 (2.3)	.6272 (1.9)	.2226 (.9)
$\eta_{H,U,i.}$	.3330 (7.7)	.3110 (4.9)	.2150 (9.1)	-.0407 (.1)	-.0364 (.1)	.0081 (.0)
$\eta_{H,M,i.}$	.6016 (11.8)	.6874 (9.3)	.5907 (21.5)	-.8886 (1.5)	-.5908 (1.2)	-.2308 (.6)
$\eta_{U,U5020,i.}^c$	.8941 (4.8)	1.2698 (4.7)	1.2406 (4.8)	.3444 (1.7)	.4574 (1.9)	.4298 (1.9)
$\eta_{M,U5020,i.}^c$	-.0437 (.4)	-.0229 (.2)	-.0526 (.4)	-.2337 (2.4)	-.2357 (2.5)	-.2360 (2.4)
$\eta_{H,U5020,i.}^c$	-.5993 (3.3)	-.9140 (3.5)	-.2816 (2.5)	-.6351 (1.2)	-.5622 (1.3)	-.4569 (1.4)
$\eta_{U,U8050,i.}^c$	.5092 (2.4)	.5814 (1.9)	.5760 (1.9)	.1524 (.5)	.3293 (.9)	.2869 (.8)
$\eta_{M,U8050,i.}^c$	.3334 (3.0)	.3368 (3.2)	.3322 (2.8)	-.7448 (5.8)	-.7486 (5.8)	-.7479 (5.8)
$\eta_{H,U8050,i.}^c$	.2002 (1.0)	.1297 (.4)	.2717 (2.1)	-1.5790 (2.3)	-1.4330 (2.5)	-1.2234 (2.8)
$\eta_{U,M5020,i.}^c$	.1203 (.6)	.4338 (1.4)	.4018 (1.3)	.6085 (1.2)	.3864 (.6)	.4224 (.7)
$\eta_{M,M5020,i.}^c$	-.7750 (6.5)	-.7411 (6.7)	-.7962 (6.3)	1.5407 (7.1)	1.5626 (7.2)	1.5337 (7.0)
$\eta_{H,M5020,i.}^c$	-.5168 (2.4)	-.5040 (1.6)	-.5371 (4.1)	7.6271 (6.6)	6.6664 (6.9)	5.3048 (7.4)
$\eta_{U,M8050,i.}^c$	-.9976 (5.0)	-1.4124 (4.9)	-1.3604 (4.9)	1.6589 (6.8)	1.9415 (6.8)	1.8779 (6.8)
$\eta_{M,M8050,i.}^c$	.3295 (3.0)	.2638 (2.5)	.3751 (3.2)	.2734 (2.2)	.2632 (2.2)	.2712 (2.2)
$\eta_{H,M8050,i.}^c$	-.9228 (4.8)	-1.2871 (4.7)	-.5358 (4.4)	-2.2971 (3.8)	-1.8728 (3.7)	-1.2681 (3.4)
$\eta_{U,H5020,i.}^c$	.0509 (1.0)	.0741 (1.0)	.0734 (1.0)	-.3421 (2.6)	-.5118 (3.2)	-.4704 (3.1)
$\eta_{M,H5020,i.}^c$	.0085 (.3)	.0075 (.3)	.0098 (.3)	.5263 (8.6)	.5292 (8.7)	.5297 (8.5)
$\eta_{H,H5020,i.}^c$	-.1264 (3.5)	-.1842 (3.2)	-.0669 (3.7)	1.1270 (3.4)	1.0177 (3.6)	.8602 (4.2)

a: Elastizitäten beruhen auf Schätzungen in Tabelle 2. Sie wurden gemäß Gleichung (3) bzw. (4) für den Mittelwert der Faktorentlohnungsanteile  $S_{j,i.}$  im Zeitraum 1975 bis 1990 berechnet.

b: Siehe Klassifikation in Tabelle 1.

c:  $\eta_{j,j'pd,i.} = \partial \ln(L_{j,i.}) / \partial \ln(pd_{j',i.})$  für  $j, j' \in \{U, M, H\}$  und  $pd \in \{8050, 5020\}$  gemäß Gleichung (4).

## References

- Bender, S., Hilzendegen, J., Rohwer, G. und H. Rudolph** (1996). Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975–1990. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 197, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), Nürnberg.
- Bergström, V. und E.E. Panas** (1992). How Robust is the Capital–Skill Complementarity Hypothesis? *Review of Economics and Statistics*, 74, 540–552.
- Berman, E., J. Bound und Z. Griliches** (1994). Changes in the Demand for Skilled Labor Within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufactures. *Quarterly Journal of Economics*, (pp. 367–397).
- Berndt, E.R.** (1991). The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary. Addison–Wesley Publishing Company.
- Chamberlain, G.** (1994). Quantile Regression, Censoring, and the Structure of Wages. In: C. Sims (Hrsg.), *Advances in Econometrics: Sixth World Congress*. Volume 1: Econometric Society Monograph.
- Entorf, H.** (1996). Strukturelle Arbeitslosigkeit in Deutschland: Mismatch, Mobilität und technologischer Wandel. In: Gahlen, B., Hesse, H., und H. Ramser (Hrsg.), *Arbeitslosigkeit und Möglichkeiten ihrer Überwindung* (pp. 139–168). Schriftenreihe des Wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren, Band 25: J.C.B. Mohr (Paul Siebeck) Tübingen.
- Falk, M. und B. Koebel** (1997). The Demand for Heterogeneous Labour in Germany: Non–Traded versus Traded Goods Sectors. *Centre for European Economic Research (ZEW), Mannheim, Discussion Paper*, 97–28.
- Falk, M. und F. Pfeiffer** (1997). Skill–Biased Technological Change in Germany 1977–94. *Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim, Vortragsmanuskript für DFG–Schwerpunktprogramm Industrieökonomik und Inputmärkte in Heidelberg am 8. Mai 1997*.
- Fitzenberger, B.** (1994). A Note on Estimating Censored Quantile Regressions. *Center for International Labor Economics, Discussion Paper Nr. 14, University of Konstanz*.
- Fitzenberger, B.** (1996). Wages, Prices, and International Trade: Trends across Industries for an “Export Champion”. *Sonderforschungsbereich 178, Discussion Paper, University of Konstanz, Serie II – Nr. 323*.
- Fitzenberger, B.** (1997). A Guide to Censored Quantile Regressions. In: Maddala, G.S. und C. Rao (Hrsg.), *Handbook of Statistics, Volume 15: Robust Inference* (pp. 405–437). Amsterdam: North–Holland.
- Fitzenberger, B.** (1998). Wages and Employment Across Skill Groups in West Germany during the 70s and 80s. *Unveröffentlichtes Manuskript, Universität Konstanz und Universität Mannheim*.



- Fitzenberger, B. und C. Kurz** (1997). New Insights on Earnings Trends across Skill Groups and Industries in West Germany. *Center for International Labor Economics, Discussion Paper Nr. 38, University of Konstanz.*
- FitzRoy, F. und M. Funke** (1994). Capital–Skill Complementarity in West German Manufacturing. *Empirical Economics*, 20, 651–665.
- Flaig, G. und V. Steiner** (1993). Searching for the Productivity Slowdown: Some Surprising Findings from West German Manufacturing. *Review of Economics and Statistics*, LXXV(1), 57–65.
- Franz, W.** (1995). Die Lohnfindung in Deutschland in einer internationalen Perspektive: Ist das deutsche System der Lohnfindung ein Auslaufmodell? *Beihefte der Konjunkturpolitik, Zeitschrift für angewandte Wirtschaftsforschung*, 43, 31–57.
- Franz, W.** (1996). Arbeitsmarktökonomik. 3. Auflage, Springer–Verlag, Berlin, Heidelberg.
- Freeman, R.B.** (1997). Divergent Performances: Job Creation and Income Determination in the EU and the US. *Vortragsmanuskript für die Tagung des Deutsch-Amerikanischen Akademischen Konzils (DAAK/GAAC) über “Labor Markets in the USA and Germany”, Bonn.*
- Hamermesh, D.S.** (1993). Labor demand. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Jackman, R., Layard, R., Manacorda, M. und B. Petrongolo** (1997). European versus US Unemployment: Different Responses to Increased Demand for Skill? *Centre for Economic Performance, Discussion Paper No. 349, London.*
- Jerger, J. und A. Spermann** (1997). Wege aus der Arbeitslosenfalle - ein Vergleich alternativer Lösungskonzepte. *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, 46, 51–73.
- Koenker, R. und G. Bassett** (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46, 33–50.
- Krugman, P.** (1994). Past and Prospective Causes of High Unemployment. *in: Federal Reserve Bank of Kansas City (Hrsg.), Reducing Unemployment: Current Issues and Policy Options, Proceedings of a Symposium in Jackson Hole, WY, Kansas City, MO*, (pp. 68–81).
- Kugler, P., Müller, U. und G. Sheldon** (1989). Struktur der Arbeitsnachfrage im technologischen Wandel – eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 124, 490–500.
- Landmann, O. und M. Pflüger** (1996). Arbeitsmärkte im Spannungsfeld von Globalisierung und technologischem Wandel. In: Külp, B. (Hrsg.), *Arbeitsmarkt und Arbeitslosigkeit* (pp. 173–230). Freiburg: Haufe-Verlag.
- Lindquist, K.G.** (1995). The Existence of Factor Substitution in the Primary Aluminium Industry: A Multivariate Error–Correction Approach using Norwegian Data Panel. *Empirical Economics*, 20, 361–383.

**Möller, J.** (1996). Technological Change, Unemployment, and Recent Trends in Human Capital Formation – Did the German Wage Structure Respond to these Impulses? *Regensburger Diskussionsbeiträge, Universität Regensburg*, 280.

**Nickell, S.J. und B. Bell** (1996). Changes in the Distribution of Wages and Unemployment in OECD Countries. *American Economic Association, Papers and Proceedings*, 86(2), 302–314.

**OECD** (1993). Economic Outlook – Earnings Inequality: Changes in the 1980s. *Paris*, Chapter 5, 157–184.

**Powell, J.L.** (1986). Censored Regression Quantiles. *Journal of Econometrics*, 32, 143–155.

**Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung** (1994). Den Aufschwung sichern - Arbeitsplätze schaffen, Jahresgutachten 1994/95. *Stuttgart (Metzler-Poeschel)*.

**Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung** (1996). Reformen voranbringen, Jahresgutachten 1996/97. *Stuttgart (Metzler-Poeschel)*.

**Schettkat, R.** (1992). The Labor Market Dynamics of Economic Restructuring. The United States and Germany in Transition. *New York (Praeger)*.

**Schulte zur Surlage, R.** (1985). Qualifikationsstruktur der Arbeitsnachfrage. Campus Verlag, Frankfurt/Main.

**Siebert, H.** (1995). Geht den Deutschen die Arbeit aus? Wege zu mehr Beschäftigung. *München (Goldmann)*.

**Steiner, V. und K. Wagner** (1996). Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980's? *Centre for European Economic Research (ZEW), Mannheim, Discussion Paper*, 96–32.

**Steiner, V. und K. Wagner** (1997). Relative Earnings and the Demand for Unskilled Labor in West German Manufacturing. *Centre for European Economic Research (ZEW), Mannheim, Discussion Paper*, 97–17.