

# Die Beschäftigung von Un- und Angelernten

## Eine Analyse mit dem Linked Employer-Employee Datensatz des IAB

Thorsten Schank\*

Der starke Anstieg der Arbeitslosigkeit in den letzten beiden Jahrzehnten ist sowohl in Deutschland als auch in den meisten anderen europäischen Staaten mit einer Strukturalisierung der Arbeitslosigkeit verbunden gewesen. Für Akademiker, Facharbeiter und qualifizierte Angestellte sind die Arbeitslosenquoten nicht nur geringer, sondern weisen auch einen schwächeren Anstieg auf als für un- und angelernte Arbeitskräfte. Zur Erklärung dieses Trends werden häufig der Einfluss des technischen Fortschrittes zugunsten der Höherqualifizierten sowie die zunehmende internationale Verflechtung angeführt. Die dadurch entstehende Verschiebung der Arbeitsnachfrage zu Lasten der Un- und Angelernten könnte möglicherweise durch eine flexiblere Lohnstruktur ausgeglichen werden.

Dieser Beitrag verwendet Daten eines neuen Linked Employer-Employee Datensatzes des IAB (LIAB), der das IAB-Betriebspanel und die Historikdatei der Beschäftigtenstatistik miteinander verbindet, um für 1993-1997 die Nachfrage nach Un- und Angelernten zu analysieren. Die un- und angelernten Beschäftigten werden dabei nach einem tätigkeitsorientierten Konzept identifiziert. Die Analysen bestätigen den postulierten Zusammenhang zwischen technischem Fortschritt (gemessen durch den technischen Stand der Anlagen sowie durch Investitionen im Bereich Kommunikationstechnik/Datenverarbeitung) und einem geringeren betrieblichen Anteil an Un- und Angelernten. Demgegenüber wurde nur teilweise eine negative Beziehung zwischen internationaler Verflechtung (approximiert durch die Exportquote) und der Nachfrage nach Un- und Angelernten ermittelt. Sowohl Querschnitts- als auch Längsschnittsregressionen zeigen einen negativen Zusammenhang zwischen dem Anteil der Un- und Angelernten in einem Betrieb und dem betrieblichen Durchschnittslohn für Un- und Angelernte. Der geschätzte Parameter aus einer OLS-Schätzung impliziert beispielsweise, dass Betriebe mit einem um fünf Prozent geringeren Durchschnittslohn für Un- und Angelernte einen um einen Prozentpunkt höheren Anteil von Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung aufweisen. Somit wird die These unterstützt, dass es auch deshalb zu einem Anstieg der Arbeitslosenquote der Un- und Angelernten gekommen ist, weil eine zu rigide Lohnstruktur die durch den technologischen Fortschritt entstandenen Nachfrageprobleme der Un- und Angelernten nicht ausgleicht.

### Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Datengrundlage
- 3 Deskriptive Auszählungen der Un- und Angelernten
- 4 Ökonometrische Analyse der Beschäftigung von gering Qualifizierten
  - 4.1 Empirische Spezifikation und Hypothesenbildung
  - 4.2 Schätzergebnisse
- 5 Zusammenfassung
- Literaturverzeichnis

### 1 Einleitung

Die Bekämpfung der Arbeitslosigkeit ist das zentrale wirtschaftspolitische Problem in Deutschland, wobei man bisher noch kein adäquates Mittel gefunden hat, um wenigstens das Anwachsen zu verhindern. Bekanntlich hat eine Strukturalisierung der Arbeitslosigkeit stattgefunden. Für Akademiker, Facharbeiter und qualifizierte An-

gestellte sind die Arbeitslosenquoten nicht nur geringer, sondern weisen auch einen schwächeren Anstieg auf als für un- und angelernte Arbeitskräfte. So berechnen Reinberg/Hummel (2002), dass im Jahr 2000 in Westdeutschland fast jeder vierte und im Osten mehr als jeder zweite aller ungelerten Erwerbspersonen arbeitslos war. Demgegenüber waren die entsprechenden Quoten für Absolventen von Universitäten mit 2,6 Prozent in Westdeutschland (4,7 Prozent in Ostdeutschland), aber auch für Personen mit Lehr- bzw. Berufsabschluss mit 5,7 Prozent (16,7 Prozent) deutlich niedriger.

---

\* Dr. Thorsten Schank ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Arbeitsmarkt- und Regionalpolitik der Universität Erlangen-Nürnberg. Eine frühere Version dieses Beitrages entstand während seiner Tätigkeit als IAB-Mitarbeiter im Forschungsverbund „Evaluierung des arbeitsmarktpolitischen Sonderprogramms „Mainzer Modell“ (vormals: CAST)“. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors. Er wurde im September 2003 eingereicht und nach der Begutachtung und einer Revision im Januar 2004 zur Veröffentlichung angenommen.

Ich danke drei anonymen Gutachtern für hilfreiche Anregungen und den Mitgliedern des o.g. Forschungsverbundes, insbesondere Bruno Kaltenborn, Lutz Bellmann und Christian Brinkmann, für ihre Hinweise und Kommentare zu der vorherigen Fassung.

Es gilt also, die Ursachen der oben beschriebenen Situation herauszufinden und damit gleichzeitig mögliche Abhilfen aufzuzeigen. Häufig wird der Anstieg der Arbeitslosenquoten der Un- und Angelernten mit dem Zusammenwirken von technologischem Wandel und gleichzeitig zu rigider Lohnstruktur erklärt (siehe beispielsweise Fitzenberger/Franz 1998). Demnach hat der technologische Wandel eine Verschiebung der Arbeitskräftenachfrage zugunsten der qualifizierten Beschäftigten ausgelöst (*skill-biased technological change*). In der Literatur werden zwei unterschiedliche Gründe angeführt, weshalb der technische Fortschritt den Anteil qualifizierter Arbeitskräfte erhöht. Zum einen dürfte die Komplementarität von Sachkapital zu qualifizierten Beschäftigten höher sein als zu Un- und Angelernten, so dass bei zunehmender Kapitalintensität die relative Nachfrage nach qualifizierten Arbeitskräften steigt (vgl. Hamermesh 1993: 352). Zum anderen argumentieren Bartel/Lichtenberg (1987), dass die Nachfrage nach qualifizierten Arbeitskräften zugenommen habe, da diese eher in der Lage sind, sich ständig neues Wissen anzueignen und sich somit an die veränderten Anforderungen von Arbeitsplätzen besser anpassen können. Als weiteres Argument für die ansteigende Arbeitslosigkeit von Un- und Angelernten wird häufig die zunehmende internationale Verflechtung genannt. Demzufolge ist der Hochlohnstandort Deutschland hinsichtlich der einfachen Güter und Dienstleistungen nicht mehr konkurrenzfähig, was sich insbesondere auf den Bedarf an Geringqualifizierten auswirkt (vgl. Reinberg/Walwei 2000: 3).

Häufig wird argumentiert, dass die Verschiebung der Arbeitsnachfrage zu Lasten der Un- und Angelernten durch eine stärkere Lohnspreizung ausgeglichen werden könnte. So betont der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung stets die Bedeutung einer Ausdifferenzierung der Lohnstruktur (z.B. Sachverständigenrat 1999: 169) und bezeichnet sie als eine „...nach wie vor unerledigte Aufgabe der deutschen Lohnpolitik“ (Sachverständigenrat 2000: 230). Vielmehr finden Christensen/Schimmelpfennig (1998), dass eine Lohnkompression bezüglich der Qualifikation stattgefunden hat. Sie zeigen, dass zwischen 1984 und 1995 die Differenz zwischen den Bruttostundenlöhnen der mittel und höher qualifizierten Erwerbstätigen und den Bruttostundenlöhnen der gering qualifizierten Beschäftigten abgenommen hat.<sup>1</sup>

Dieser Beitrag untersucht für die Jahre 1993 bis 1997 die Beschäftigung von Un- und Angelernten mit einem neuen Linked Employer-Employee Datensatz des IAB (LIAB), der Daten des IAB-Betriebspanels und der Historikdatei der Beschäftigtenstatistik zusammenfügt.<sup>2</sup> Der verwendete Datensatz wird im zweiten Kapitel beschrieben. Das dritte Kapitel enthält deskriptive Auszählungen der Un- und Angelernten. Das vierte Kapitel untersucht betriebliche Bestimmungsgründe der Beschäftigung Geringqualifizierter mit Hilfe von multivariaten Analysen. Hierbei werden auch verschiedene Teilstichproben herangezogen und es werden sowohl Querschnitts- als auch Längsschnittsuntersuchungen durchgeführt. Das fünfte Kapitel fasst die wichtigsten Ergebnisse zusammen.

## 2 Datengrundlage

Die Auswertungen dieser Studie basieren auf einem zusammengeführten Datensatz aus dem IAB-Betriebspanel und der Historikdatei der Beschäftigtenstatistik. Dieser in Deutschland einzigartige Linked Employer-Employee Datensatz (LIAB) ermöglicht somit Analysen unter Einbeziehung von detaillierten Betriebs- und Beschäftigteninformationen.

Die Beschäftigtenstatistik<sup>3</sup> ist aus dem 1973 eingeführten integrierten Meldeverfahren zur Kranken-, Renten- und Arbeitslosenversicherung entstanden. Bei diesem Verfahren müssen von den Arbeitgebern Meldungen zu Beginn und am Ende eines Beschäftigungsverhältnisses sowie für alle sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnisse zum 31.12. eines Jahres an die Sozialversicherungsträger entrichtet werden. Da die Beschäftigtenstatistik definitionsgemäß nur sozialversicherungspflichtig Beschäftigte erfasst, sind bestimmte Personengruppen (z.B. Beamte und Selbständige) nicht enthalten. Trotzdem enthält sie beispielsweise für das Jahr 1995 79,4 Prozent aller Erwerbstätigen im ehemaligen Bundesgebiet und 86,2 Prozent aller Erwerbstätigen in den neuen Bundesländern. Die Beschäftigtenstatistik verfügt über Arbeitnehmermerkmale (Geschlecht, Geburtsjahr, Staatsangehörigkeit, Familienstand und Ausbildungsabschluss) sowie (tagesgenaue) Informationen über Beschäftigungsverhältnisse (ausgeübte Tätigkeit, Stellung im Beruf, Bruttoentgelt bis zur Beitragsbemessungsgrenze, vom Arbeitsamt vergebene Betriebsnummer, Wirtschaftszweig und Betriebsgröße).

Die jährlichen Befragungen des IAB-Betriebspanels<sup>4</sup> werden seit 1993 in Westdeutschland und seit 1996 auch in Ostdeutschland bei mittlerweile mehr als 16.000 Betrieben von Interviewern von Infratest Sozialforschung (München) durchgeführt. Grundgesamtheit des IAB-Betriebspanels sind die Betriebe der Betriebsdatei der Bundesanstalt für Arbeit, in der alle Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten enthalten sind. Die Ziehung erfolgt nach dem Prinzip der optimalen Schichtung, einem Verfahren zur varianzproportionalen Allokation der Stichprobe, wobei die Schichtungszellen nach zehn Betriebsgrößenklassen und 16 Wirtschaftszweigen definiert sind; hierbei steigt die Auswahlwahrscheinlichkeit der Betriebe mit ihrer Größe. Die Gewichtung und Hochrechnung des Panels erfolgt betriebsproportional, d.h. sie bezieht sich auf die Gesamtzahl der Betriebe in Deutschland, die mindestens einen sozialversicherungs-

<sup>1</sup> Krugman (1994) konstatiert in seiner vielzitierten Hypothese, dass die hohe Arbeitslosigkeit in Kontinentaleuropa und die zunehmende Einkommensungleichheit in den Vereinigten Staaten zwei Seiten der gleichen Medaille sind. Der Autor des vorliegenden Beitrages entzieht sich einer Wertung darüber, welcher der beiden Alternativen vorzuziehen ist.

<sup>2</sup> Erste Untersuchungen mit diesem Datensatz zu dem Thema Lohnstruktur und Beschäftigung wurden von Bellmann/Bender/Schank 1999, Bauer/Bender 2001, Kölling/Schank 2002 und Bellmann et al. 2002 durchgeführt.

<sup>3</sup> Die nachfolgende Beschreibung der Beschäftigtenstatistik beruht auf Bender/Haas 2002.

<sup>4</sup> Detaillierte Beschreibungen des IAB-Betriebspanels finden sich beispielsweise in Kölling 2000 und Bellmann/Kohaut/Lahner 2002.

pflichtigen Arbeitnehmer beschäftigen. Das Fragenprogramm umfasst u.a. die folgenden Schwerpunkte: Personalstruktur; Einstellungen und Entlassungen; Personalbedarf und -suche; Umsatz(entwicklung) und Exporte; Investitionen; in einzelnen Jahren: Forschung und Entwicklung (FuE), Innovationen und organisatorische Änderungen; Entlohnung; Arbeits- und Betriebszeiten; Aus- und Weiterbildung; öffentliche Förderung.

Das IAB-Betriebspanel kann über die identische (durch die Arbeitsämter vergebene) Betriebsnummer mit der Beschäftigtenstatistik zusammengefügt werden.<sup>5</sup> Der LIAB (Version 2001) umfasst dabei die Erwerbsverläufe von 1990 bis 1997 für alle Personen, die mindestens einen Tag zwischen dem 1.1.1993 und dem 31.12.1997 in einem Betrieb des Betriebspanels sozialversicherungspflichtig beschäftigt waren (vgl. Bellman/Bender/Kölling 2002). Somit ist für Deutschland ein Linked Employer-Employee Datensatz verfügbar, der für die Betriebe im IAB-Betriebspanel Informationen der Grundgesamtheit aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten enthält. Da das IAB-Betriebspanel 1993 erstmals erhoben wurde, beschränkt sich die vorliegende Studie auf die Jahre 1993 bis 1997.

### 3 Deskriptive Auszählungen der Un- und Angelernten

Diese Studie ermittelt die un- und angelernten Beschäftigten nach einem tätigkeitsorientierten Konzept anhand von Informationen aus der Beschäftigtenstatistik, wobei die Angaben zum 30.06. des jeweiligen Jahres herangezogen werden. Alternativ dazu könnte auch die Klassifikation aus der Beschäftigtenstatistik direkt über das Merk-

mal *Stellung im Beruf* abgeleitet werden. Diese beinhaltet drei Arbeiterkategorien (un- und angelernte Arbeiter, Facharbeiter, Meister/Poliere), aber nur eine Angestelltenkategorie. Um eine Differenzierung der Angestelltenpositionen zu ermöglichen, verwendet die vorliegende Studie die Alternative der Berufsklassifikation (vgl. Blossfeld 1989: 61). Hierbei wird zwischen drei Qualifikationsgruppen unterschieden. Agrar- und einfache manuelle Berufe sowie einfache Dienste/kaufmännische und Verwaltungsberufe werden zu den un- und angelernten Tätigkeiten zusammengefasst. Die qualifizierten Beschäftigten setzen sich aus Personen mit qualifizierten manuellen Berufen und qualifizierten Diensten/kaufmännischen und Verwaltungsberufen zusammen. Die Hochqualifizierten umfassen Techniker/Ingenieure sowie (Semi-)Professionen und Manager.

Tabelle 1 enthält, getrennt für West- und Ostdeutschland, die Anzahl der Un- und Angelernten pro Wirtschaftszweig und die Anteile der Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung eines Wirtschaftszweiges. Die Angaben sind hochgerechnete Werte auf der Basis des LIAB, wobei für 780 Zellen (zehn Wirtschaftszweige, acht Größenklassen, West- vs. Ostdeutschland, fünf Jahre) betriebsproportionale Hochrechnungsfaktoren berechnet wurden, indem jeweils in der betreffenden Zelle die Zahl der Betriebe in der BA-Betriebsdatei durch die Zahl

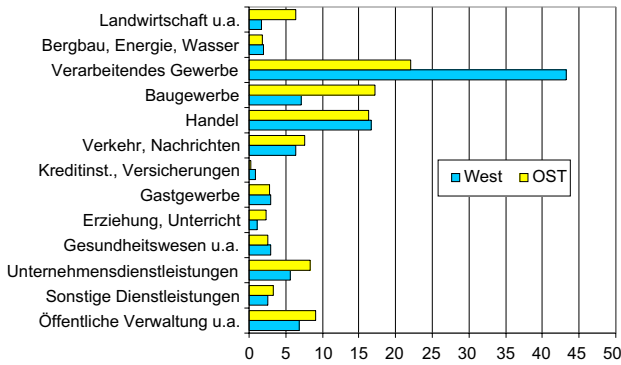
<sup>5</sup> Einen Überblick über das Zusammenspielen von Betriebs- und Personendaten geben Abowd/Kramarz 1998.

**Tabelle 1: Anzahl der un- und angelernten sozialversicherungspflichtig Beschäftigten pro Wirtschaftszweig und Anteil der Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung eines Wirtschaftszweiges<sup>1</sup>**

	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Un- und Angelernte	% von Gesamt	Un- und Angelernte	% von Gesamt
Land- und Forstwirtschaft, Tierhaltung und Fischerei	157.931	81,9	125.206	70,4
Energiewirtschaft und Wasserversorgung, Bergbau	172.475	38,4	36.087	29,4
Verarbeitendes Gewerbe (ohne Bau)	3.920.816	44,1	434.772	40,5
Baugewerbe	641.638	43,4	338.021	44,5
Handel	1.513.744	48,9	320.716	59,3
Verkehr und Nachrichtenübermittlung	575.129	45,3	149.822	37,4
Kreditinstitute und Versicherungsgewerbe	80.334	8,0	4.641	4,5
Gastgewerbe	267.169	53,6	55.943	49,3
Erziehung und Unterricht	102.931	15,5	46.007	14,7
Gesundheits-, Veterinär- und Sozialwesen	271.954	12,4	49.615	11,6
Dienstleistungen überwiegend für Unternehmen	515.098	29,6	162.856	39,3
Sonstige Dienstleistungen	235.896	44,3	64.568	42,4
Organisationen ohne Erwerbscharakter, Öffentliche Verwaltung	620.051	31,0	179.551	22,2
Alle Wirtschaftszweige	9.073.925	37,7	1.967.430	36,4

<sup>1</sup> Quelle: LIAB, 1993-1997, hochgerechnete Werte. Mittelwerte der Jahresangaben, 30.06.1993-13.06.1997.

**Abbildung 1: Anteil der Un- und Angelernten eines Wirtschaftszweiges an allen Un- und Angelernten**



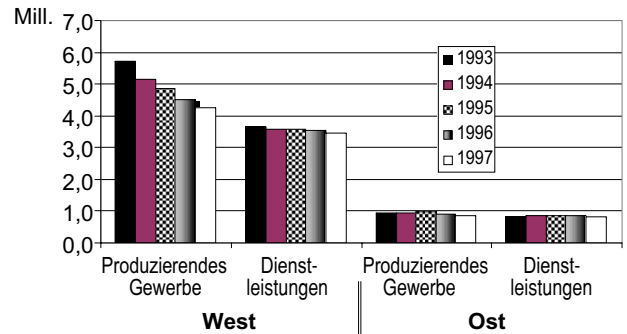
Quelle: LIAB, 1993-1997, hochgerechnete Werte

der Betriebe im LIAB dividiert wurde.<sup>6</sup> Der Anteil der Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung ist in West- und Ostdeutschland sehr ähnlich. Erwartungsgemäß gibt es eine starke Variation des Anteils der Un- und Angelernten zwischen den verschiedenen Wirtschaftszweigen. Den weitaus größten Anteil der Un- und Angelernten verzeichnet die Landwirtschaft, gefolgt vom Gastgewerbe und vom Handel. Der Anteil der Un- und Angelernten ist am geringsten im Kredit- und Versicherungsgewerbe, im Gesundheitswesen und im Sektor Erziehung und Unterricht.

Für wirtschaftspolitische Implikationen entscheidender sind aber die Absolutzahlen der Un- und Angelernten (bzw. der Anteil an den Un- und Angelernten in der Gesamtwirtschaft). Dies wird in Abbildung 1 dargestellt. Es zeigt sich beispielsweise, dass im Gesundheitswesen Westdeutschlands (mit dem zweitgeringsten Anteil an Un- und Angelernten) 72 Prozent mehr Un- und Angelernte beschäftigt sind als in der Landwirtschaft Westdeutschlands (mit dem weitaus größten Anteil an Un- und Angelernten). Während in Westdeutschland 43 Prozent aller Un- und Angelernten im Verarbeitenden Gewerbe (ohne Bau) arbeiten, reduziert sich diese Zahl für Ostdeutschland auf 22 Prozent. Demgegenüber sind 17 Prozent aller Un- und Angelernten Ostdeutschlands im Baugewerbe beschäftigt, aber nur sieben Prozent aller Un- und Angelernten Westdeutschlands. Für die Landwirtschaft beträgt dieser Anteil 6,4 Prozent in Ostdeutschland und 1,7 Prozent in Westdeutschland.

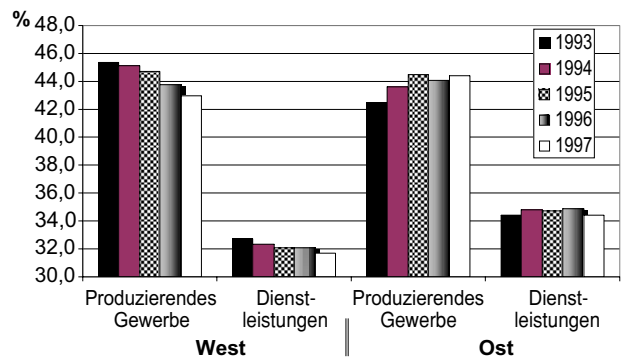
Abbildung 2 zeigt die Entwicklung der sozialversicherungspflichtig beschäftigten Un- und Angelernten zwischen 1993 und 1997, sowohl getrennt für West- und Ostdeutschland als auch für das Produzierende Gewerbe und den Dienstleistungsbereich, wobei es sich erneut um hochgerechnete Werte handelt. Bei den Un- und Angelernten gab es einen starken Einbruch im Produzierenden Gewerbe Westdeutschlands, wo die Beschäftigung Un- und Angelernter innerhalb von nur fünf Jahren um ein Viertel sank. Demgegenüber fielen die Rückgänge un- und angelernter Beschäftigung im Dienstleistungsbereich Westdeutschlands mit vier Prozent und im Produzierenden Gewerbe Ostdeutschlands mit sechs Prozent eher moderat aus. Die Beschäftigung der Un- und Angelernten im Dienstleistungsbereich Ostdeutschlands stieg sogar um ein Prozent.

**Abbildung 2: Entwicklung der Un- und Angelernten zwischen 1993 und 1997**



Quelle: LIAB, 1993-1997, hochgerechnete Werte

**Abbildung 3: Entwicklung des Anteils der Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung**



Quelle: LIAB, 1993-1997, hochgerechnete Werte

Abbildung 3 verdeutlicht die Entwicklung des Anteils der Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung, erneut für die vier Teilgruppen. Hier ergeben sich völlig unterschiedliche Verläufe. Im Produzierenden Gewerbe Westdeutschlands sank auch der Anteil der Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung. Allerdings war der Rückgang von 45,4 Prozent auf 43 Prozent weit weniger dramatisch als die im letzten Absatz beschriebene Verringerung in den Absolutzahlen. Dies lag offensichtlich daran, dass auch die qualifizierten und hochqualifizierten sozialversicherungspflichtig Beschäftigten im Produzierenden Gewerbe Westdeutschlands einen Stellenabbau erleiden mussten.

Der Anteil der Un- und Angelernten im Dienstleistungsbereich Westdeutschlands sank leicht (um einen Prozentpunkt). Im Produzierenden Gewerbe Ostdeutschlands erhöhte sich sogar der Anteil von Un- und Angelernten; diese haben somit einen geringeren Rückgang erfahren als die übrige Beschäftigung. Im Dienstleistungsbereich Ost-

<sup>6</sup> Der Erwartungswert der hochgerechneten Werte stimmt nur dann nicht mit der Grundgesamtheit überein, wenn innerhalb der einzelnen Zellen der Hochrechnungsmatrix (i) die Auswahl- bzw. Antwortwahrscheinlichkeit der IAB-Panelbetriebe nicht zufällig erfolgt und zusätzlich (ii) diese Wahrscheinlichkeiten mit der Anzahl bzw. dem Anteil der Un- und Angelernten korreliert sind. Beides erscheint jedoch nicht naheliegend, insbesondere da die hier verwendete Hochrechnungsmatrix zu großen Teilen mit der Ziehungsmatrix des IAB-Betriebspanels übereinstimmt.

deutschlands blieb der Anteil der Un- und Angelernten konstant.

#### 4 Ökonometrische Analyse der Beschäftigung von gering Qualifizierten

In diesem Kapitel werden die Determinanten der betrieblichen Nachfrage nach Un- und Angelernten mit Hilfe von multivariaten Regressionen untersucht. Hierbei werden auch unterschiedliche Modellspezifikationen verwendet, um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen.

##### 4.1 Empirische Spezifikation und Hypothesenbildung

Ausgangspunkt ist die folgende Reduzierte Gleichung einer Arbeitsnachfrage nach Un- und Angelernten:

$$\left(\frac{U}{N}\right)_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

wobei  $U/N$  den Anteil der sozialversicherungspflichtig beschäftigten Un- und Angelernten ( $U$ ) an allen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ( $N$ ) eines Betriebes darstellt.  $\varepsilon$  sei ein den üblichen Annahmen unterliegender Störterm,  $\beta$  der zu schätzende Parametervektor und  $X$  ein Vektor von (zur Verfügung stehenden) Variablen, die als Bestimmungsgrund der betrieblichen Nachfrage nach Un- und Angelernten in Frage kommen. Das Subscript  $i$ ,  $i=1, \dots, 7920$ , bezeichnet die Querschnittsdimension (also den Betrieb  $i$ ); das Subskript  $t$ ,  $t=1993, \dots, 1997$ , bezeichnet die Zeitdimension (also das Jahr  $t$ ). Aus Gleichung (1) wird deutlich, dass der Einfluss der einzelnen Variablen auf den Anteil der Un- und Angelernten als zeitkonstant angenommen wird, was aufgrund der Kürze der Zeitreihe angemessen erscheint. Es wird außerdem angenommen, dass die Effekte für alle Betriebe gleich sind (was jedoch später aufgelockert wird).<sup>7</sup>

Teilt man die sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ( $N$ ) in Un- und Angelernte ( $U$ ), Qualifizierte ( $Q$ ) und Hochqualifizierte ( $H$ ) ein, so lässt sich der Effekt einer unabhängigen Variablen  $x$  auf den Anteil der Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung folgendermaßen zerlegen:<sup>8</sup>

$$\begin{aligned} \frac{\partial(U/N)}{\partial x} &= \left(\frac{\partial U}{\partial x}N - \left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial Q}{\partial x} + \frac{\partial H}{\partial x}\right)U\right) \frac{1}{N^2} \\ &= \left(\frac{\partial U}{\partial x}(Q + H) - \left(\frac{\partial Q}{\partial x} + \frac{\partial H}{\partial x}\right)U\right) \frac{1}{N^2} \end{aligned} \quad (2)$$

Der qualitative Effekt einer Variablen  $x$  auf den Anteil der Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung hängt also vom Vorzeichen des Terms in den (äußeren) Klammern ab und somit davon, welcher der beiden folgenden Effekte überwiegt: (i) Der quantitative Effekt auf die Un- und Angelernten (gewichtet mit dem Anteil der Qualifizierten und Hochqualifizierten an der Gesamtbeschäftigung) oder der quantitative Effekt auf die Qualifizierten und Hochqualifizierten (gewichtet mit dem Anteil der Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung). Nur wenn eine Variable  $x$  einen positiven (negativen) Effekt auf die Nachfrage nach Un- und Angelernten und einen negativen (positiven) Effekt auf die Nachfrage nach (der Summe aus) Qualifizierten und Hochqualifizierten hat, dann ist auch der Effekt auf den Anteil der Un- und Ange-

lernten definitiv positiv (negativ). Hat aber eine Variable  $x$  den gleichen qualitativen Effekt auf die Nachfrage nach Un- und Angelernten und auf die Nachfrage nach (der Summe aus) Qualifizierten und Hochqualifizierten, dann ist der Effekt auf den Anteil der Un- und Angelernten nicht eindeutig bestimmt und hängt von der Größe der jeweiligen Effekte und den Beschäftigungsanteilen ab. Die abhängige Variable der Regressionsgleichung, also der Anteil von Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung, wird aus den aus der Beschäftigtenstatistik stammenden Angaben im LIAB gebildet, indem die Individualdaten (bezüglich der Qualifikation nach dem tätigkeitsorientierten Konzept) auf Betriebsebene aggregiert werden.

Im Folgenden werden die Auswahl und Generierung der in die Schätzungen aufgenommenen erklärenden Variablen dargestellt sowie der erwartete Zusammenhang zwischen diesen erklärenden Variablen und dem Anteil der Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung diskutiert. Tabelle 2 enthält für die Regressionsstichprobe die Mittelwerte der verwendeten Variablen.

Lohnkosten spielen üblicherweise bei der Erklärung der betrieblichen Arbeitsnachfrage eine große Rolle. Die neoklassische Theorie besagt, dass langfristig ein gewinnoptimierendes Unternehmen die Produktionsfaktoren bis zu dem Punkt einsetzt, wo jeweils der Preis eines Inputs mit dem Wertgrenzprodukt des Inputs übereinstimmt. Diese Bedingung impliziert, dass im Gewinnoptimum beispielsweise das Verhältnis aus dem Grenzprodukt von Arbeit und dem Grenzprodukt von Kapital gleich ist dem Preisverhältnis dieser beiden Inputfaktoren. Ein Lohnerhöhung führt dann zu einem Substitutions- und einem Skaleneffekt, welche beide die Arbeitsnachfrage negativ beeinflussen. Ersterer bewirkt, dass langfristig der relativ teurere Inputfaktor Arbeit durch den relativ billigeren Inputfaktor Kapital ersetzt wird. Letzterer entsteht dadurch, dass aufgrund der gestiegenen Kosten insgesamt weniger produziert wird (vgl. Ehrenberg/Smith 2002: Kap. 3). Außerdem wird normalerweise beobachtet, dass die (Eigen-)Lohnelastizität negativ mit der Qualifikation korreliert ist (siehe Fitzroy/Funke 1998, Hamermesh 1993). Gemäß neoklassischer Arbeitsnachfrage Theorie ist also zu erwarten, dass der Anteil der Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung zurückgeht, sofern die Löhne der Un- und Angelernten steigen.

In der vorliegenden Arbeit wird allerdings nicht die Arbeitsnachfrage, sondern die tatsächliche Beschäftigung von Un- und Angelernten untersucht.<sup>9</sup> Etwaige Unter-

<sup>7</sup> Wenn von Effekten gesprochen wird, soll dies nicht zwangsläufig eine Kausalität von  $X$  nach  $(U/N)$  implizieren. Es soll lediglich aufgedeckt werden, ob *ceteris paribus* ein Zusammenhang zwischen beiden Größen besteht.

<sup>8</sup> Die Subscripte  $i$  und  $t$  werden hier aus Gründen der Übersichtlichkeit ignoriert.

<sup>9</sup> Das IAB-Betriebspanel enthält zwar Informationen zu den derzeit gesuchten Arbeitskräften. Allerdings ist die Aufteilung nach Qualifikationsgruppen nicht konsistent mit der (tätigkeitsorientierten) Klassifikation der Un- und Angelernten aus der Beschäftigtenstatistik, nach der im vorliegenden Beitrag die abhängige Variable gebildet wurde. Daher würde der Anteil der Un- und Angelernten an der tatsächlichen Arbeitsnachfrage einige Unschärfen enthalten, weswegen auf eine Analyse dieser Variablen verzichtet wurde.

**Tabelle 2: Deskriptive Statistiken der verwendeten Variablen, Regressionsstichprobe**

	Gesamt	Anteil der Un- und Angelernten (U/N)		
		0	0<U/N<1	1
Anteil der Un- und Angelernten	0,410	0,000	0,465	1,000
Logarithm. Durchschnittslöhne: <sup>1</sup>				
Un-/Angelernte	9,307	9,099	9,401	8,919
Qualifizierte	9,437	9,224	9,523	9,151
Hochqualifizierte	9,732	9,544	9,807	9,482
Quote Leiharbeitskräfte	0,007	0,007	0,007	0,005
Investitionen in IT (Dummy: 1 = ja)	0,544	0,444	0,604	0,213
Investitionen in Produktionsanlagen (Dummy: 1 = ja)	0,621	0,448	0,692	0,366
Technischer Stand der Anlagen (Dummy: 1 = sehr gut/ gut)	0,702	0,716	0,710	0,575
(Log.) Sektoraler Konzentrationsindex	-6,997	-8,080	-6,591	-8,161
Dummies: Exportanteil am Umsatz (Referenzgruppe: 0%)				
1%–10%	0,074	0,033	0,091	0,021
11%–25%	0,087	0,023	0,111	0,015
26%+	0,132	0,019	0,174	0,010
Dummies: Erwartete Umsatzveränderung (zwischen laufendem und Vorjahr) (Referenzgruppe: < minus 10%)				
minus 10% – minus 1 %	0,165	0,129	0,176	0,158
0%	0,397	0,429	0,380	0,483
1%–10%	0,224	0,186	0,241	0,152
11% +	0,111	0,143	0,104	0,088
Anzahl der Beschäftigten (ln N)	3,954	2,032	4,695	1,666
Ostdeutschland (Dummy: 1= ja)	0,336	0,387	0,315	0,417
Beobachtungszahl	16.177	3.203	11.832	1.142

<sup>1</sup> Verwendung von imputierten Löhnen, sofern Betriebe in der jeweiligen Qualifikationsgruppe keine Beschäftigung aufweisen.

schiede zwischen beiden Maßen resultieren aus unbesetzten Stellen, also aus einem nicht vorhandenen Arbeitsangebot für nachgefragte Arbeitskräfte. Dieses könnte gerade bei niedrig qualifizierten Personen ausbleiben, da deren auf dem Markt erzielbare Nettolöhne sich nur knapp über dem Niveau der Arbeitslosenunterstützung und Sozialhilfe befinden (Lohnabstandsproblem) bzw. weil Einkommen zum großen Teil mit staatlichen Transfers verrechnet werden (Armutsfalle).<sup>10</sup> Aufgrund dieser Problematik lässt sich unter Umständen ohne Erwerbstätigkeit ein höheres Nutzenniveau erzielen als bei Aufnahme einer Niedriglohntätigkeit (vgl. Jerger/Spermann 1999).

Dies könnte sich bei steigenden Löhnen ändern, so dass Betriebe, die höhere Löhne für Un- und Angelernte zahlen, einen höheren Anteil dieser Gruppe an der Gesamtbeschäftigung aufweisen, da weniger Stellen für unqualifizierte Arbeitskräfte unbesetzt bleiben. Somit könnte der negative Arbeitsnachfrageeffekt einer Lohnerhöhung möglicherweise abgeschwächt werden.

Auch die Löhne der Qualifizierten und Hochqualifizierten werden in die Schätzgleichung integriert. Es gibt keine eindeutigen Erwartungen bezüglich deren qualitativen Effekt auf den Anteil der Un- und Angelernten. Dies hängt davon ab, in welchem Ausmaß Un- und Angelernte und Qualifizierte bzw. Hochqualifizierte in substitutiver oder komplementärer Beziehung stehen; wie unterschiedlich die Skaleneffekte auf die Nachfrage nach Un- und Angelernten, Qualifizierten und Hochqualifizierten wirken und schließlich wie negativ die Eigenlohnelastizität für Qualifizierte bzw. Hochqualifizierte sind.<sup>11</sup>

Informationen über die Lohnhöhe werden ebenfalls aus dem LIAB durch Aggregation der Individualdaten auf Betriebsebene gewonnen, wobei der Logarithmus des innerbetrieblichen Durchschnittslohnes pro Beschäftigungsgruppe verwendet wird.<sup>12,13</sup> Ein Problem besteht darin, dass für diejenigen Betriebe keine (Lohn-)Informationen vorliegen, die in der betreffenden Qualifikationsgruppe keine Beschäftigten aufweisen. So haben von den 16.177 Beobachtungen in der Regressionsstichprobe 20 Prozent keine sozialversicherungspflichtigen Un- und Angelernten, 11 Prozent keine sozialversicherungspflichtigen Qualifizierten und 34 Prozent keine sozialversicherungspflichtigen Hochqualifizierten. Um ein mögliches Selektionsproblem auszuschließen, werden die Löhne für diese Beobachtungen nach folgendem Verfahren imputiert. Zunächst wird, separat für jede der drei Qualifikationsgruppen, eine OLS-Regression der betrieblichen Durchschnittslöhne auf die nachstehenden Variablen durchgeführt: Konstante, sieben Betriebsgrößen-, zwölf Wirtschaftszweig-, vier Jahres- und neun Bevölkerungsdichtedummies sowie ein Dummy für Ostdeutschland.<sup>14</sup> Anschließend werden fehlende Lohninformationen durch die geschätzten Löhne ersetzt. Dem liegt die Annahme zugrunde, dass beispielsweise ein Betrieb ohne un- und

<sup>10</sup> Um dieser Problematik entgegenzuwirken, wurden in jüngster Zeit verschiedene Ansätze, meist in Form von Kombilohnmodellen erprobt (vgl. Kaltenborn 2003).

<sup>11</sup> Es ist durchaus denkbar, dass der Anteil der Un- und Angelernten nur von ihrem eigenen Lohn beeinflusst wird, nicht aber von den Löhnen der Qualifizierten und Hochqualifizierten. Dies gilt insbesondere dann, wenn sich Veränderungen des Anteils von Un- und Angelernten hauptsächlich aufgrund einer Substitution zwischen Un- und Angelernten und Kapital ergeben, aber weniger aufgrund einer Substitution zwischen den verschiedenen Beschäftigungsgruppen.

<sup>12</sup> Es wurden nur Vollzeitbeschäftigte berücksichtigt. Unterschiedliche Arbeitszeiten können auf Individualebene jedoch nicht berücksichtigt werden, da die einzige Arbeitszeitinformation in der Beschäftigtenstatistik darin besteht, ob der Beschäftigte Vollzeit oder Teilzeit arbeitet.

<sup>13</sup> Durch die Verwendung von Logarithmen hätte eine Umskalierung der Löhne, beispielsweise von Tageslöhnen auf Monatslöhne, keinen Effekt auf die geschätzten Parameter (von der Konstanten abgesehen).

<sup>14</sup> Als Bestimmtheitsmaße ( $R^2$ ) der Lohngleichungen wurden ermittelt: 0,47 für die Un- und Angelernten, 0,51 für die Qualifizierten und 0,44 für die Hochqualifizierten.

angelernete Beschäftigte solche zu Löhnen einstellen könnte, die durchschnittlich in Betrieben der gleichen Betriebsgröße, des gleichen Wirtschaftszweiges, im gleichen Teil Deutschlands (West vs. Ost), im gleichen Jahr und in einem Gebiet mit der gleichen Bevölkerungsdichte gezahlt werden.

Die Mittelwerte in Tabelle 2 zeigen, dass die prognostizierten Löhne der Un- und Angelernten (9,10) unter dem Gesamtdurchschnitt für diese Gruppe liegen (9,31).<sup>15</sup> Dies resultiert jedoch direkt daraus, dass insbesondere Kleinbetriebe keine Beschäftigung in einzelnen Qualifikationsgruppen aufweisen (dies wird aus den Mittelwerten für die Beschäftigung ( $\ln N$ ) in Tabelle 2 ersichtlich). Da die geschätzten Löhne auch die Betriebsgröße als erklärende Variable enthalten und diese mit der Lohnhöhe positiv korreliert ist, fallen die prognostizierten Löhne folgerichtig durchschnittlich niedriger aus als die beobachteten Löhne (von im Durchschnitt größeren Betrieben). Nur wenn jene Betriebe mit imputierten Löhnen im Durchschnitt bereit wären, höhere als die prognostizierten Löhne zu zahlen (also höhere als für Betriebe mit ihrer Betriebsgröße üblich), würde ein etwaiger negativer Zusammenhang zwischen Löhnen und Beschäftigung von Un- und Angelernten überschätzt.

Alle übrigen Variablen stammen mit Ausnahme des sektoralen Konzentrationsindex aus dem IAB-Betriebspanel. Rudolph/Schröder (1997) ermitteln für den in der vorliegenden Studie verwendeten Beobachtungszeitraum, dass Leiharbeitskräfte zwar ein mit der Gesamtwirtschaft vergleichbares Qualifikationsniveau aufweisen, jedoch überdurchschnittlich für Hilfsarbeitertätigkeiten eingesetzt werden. Sofern Leiharbeitskräfte nicht dazu genutzt werden, um Überstundenarbeit abzubauen, sondern um den eigenen Personalbestand auszulagern, sollte eine höhere Quote an Leiharbeitern mit einem geringeren Anteil an Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung eines Betriebes verbunden sein.<sup>16</sup>

Der technische Fortschritt wird durch zwei verschiedene Variablen operationalisiert. Zum einen wird eine Dummy-Variable aufgenommen, die den Wert Eins annimmt, sofern der technische Stand der Anlagen (im Vergleich zu anderen Betrieben in der gleichen Branche) mit sehr gut oder gut bewertet wird. Zum anderen wird eine Dummy-Variable verwendet, die angibt, dass der Betrieb im vergangenen Geschäftsjahr Investitionen in dem Bereich Kommunikationstechnik/Datenverarbeitung (IT) vorgenommen hat. Gemäß der Hypothese des nicht-qualifikationsneutralen technischen Fortschrittes sollten beide Variablen einen negativen Zusammenhang mit dem Anteil der Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung aufweisen. Des Weiteren wird auch ein Dummy in die Schätzgleichung eingefügt, welcher den Wert Eins annimmt, sofern der Betrieb im vergangenen Geschäftsjahr Investitionen in Produktionsanlagen getätigt hat. Diese Variable dient in erster Linie als Kontrollgröße, d.h. es soll sichergestellt werden, dass der IT-Dummy nicht den Einfluss von anderen Determinanten mit aufnimmt.<sup>17,18</sup>

Zur Messung des Globalisierungseinflusses, in dem sich ein Betrieb befindet, wird die Exportquote herangezogen,

d.h. der Exportanteil am Umsatz im vorangegangenen Geschäftsjahr. Es wird ein negativer Zusammenhang mit dem Anteil der Un- und Angelernten erwartet, da Betriebe mit starker internationaler Verflechtung unter höherem Wettbewerbsdruck stehen und somit verstärkt gezwungen sein sollten, Rationalisierungsmaßnahmen durchzuführen. Anstelle einer Niveauebenen werden drei Dummy-Variablen verwendet, die jeweils den Wert Eins annehmen, sofern der betreffende Betrieb eine Exportquote von 1-10 Prozent, 11-25 Prozent bzw. mehr als 25 Prozent aufweist (die Referenzgruppe beinhaltet somit Betriebe mit keinen Exporten). Dadurch soll die Bedeutung von Messfehlern reduziert und mögliche Nichtlinearitäten im Einfluss auf die Beschäftigung von Un- und Angelernten berücksichtigt werden. Da sich die Exportquote (und ebenso die Investitionsdummies) auf das vorherige Geschäftsjahr bezieht, sollten mögliche Endogenitätsprobleme bezüglich des Anteils von Un- und Angelernten zumindest abgemildert werden.

Auch auf heimischen Märkten können Betriebe unterschiedlichem Wettbewerbsdruck ausgesetzt sein. Daher wird eine Variable aufgenommen, welche die Beschäftigungskonzentration innerhalb eines Sektors misst, wobei die Berechnung auf dem Herfindahl-Index basiert.<sup>19</sup> Dieses Maß kann zwischen „Eins dividiert durch Anzahl der Betriebe im Sektor“ (Situation: „alle gleich“) und „Eins“ (Situation: „einer hat alles“) schwanken. Es wird vermutet, dass eine höhere Ausprägung dieser Variable und damit eine geringere nationale Wettbewerbsintensität mit einem höheren Anteil an Un- und Angelernten einhergeht.

Da Einstellungs- und Entlassungskosten mit steigender Qualifikation zunehmen, wird üblicherweise davon ausgegangen, dass die Beschäftigung von niedrig Qualifizierten stärker auf konjunkturelle Änderungen reagiert (Hamermesh 1993). Der Anteil der Un- und Angelernten sollte also positiv mit der Absatzsituation eines Betriebes korrelieren. Dies wird mit der erwarteten Umsatzveränderung im laufenden Jahr im Vergleich zum Vorjahr gemessen.

<sup>15</sup> Dies gilt analog für Qualifizierte und Hochqualifizierte. Für diese beiden Gruppen wurden die in Tabelle 1, Spalte 4, wiedergegebenen Mittelwerte (9,15 bzw. 9,48) vollständig aus prognostizierten Löhnen gebildet. Allerdings gingen auch, zu einem geringeren Umfang, prognostizierte Löhne in die Spalten 2 und 3 ein.

<sup>16</sup> Leiharbeitskräfte zählen *nicht* als Beschäftigte des einsetzenden Betriebes. Somit führt ein Anstieg dieser Gruppe nicht automatisch zu einem Rückgang des Anteils von Un- und Angelernten (was *ceteris paribus* bei einem Anstieg von qualifizierten Beschäftigten der Fall wäre).

<sup>17</sup> Zwischen den beiden Dummies Investitionen in Kommunikationstechnik und Datenverarbeitung und Investitionen in Produktionsanlagen besteht eine Korrelation von 0,35.

<sup>18</sup> Das IAB-Betriebspanel enthält nur in einigen Wellen Informationen zu organisatorischen Änderungen sowie zu Produktinnovationen. Um die in der vorliegenden Arbeit verwendete Zeitreihe nicht einzuschränken, wurde daher auf die Aufnahme dieser Variablen verzichtet. Die Studien von Bauer/Bender (2001) und Bellmann et al. (2002) untersuchen u.a. den Einfluss dieser Variablen auf die Qualifikationsstruktur.

<sup>19</sup> Die Berechnung des Index wurde mit Daten der Betriebsdatei der Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit unter Anwendung folgender Formel durchgeführt:  $\sum_i (L_i / \sum_i L_i)^2$ , wobei  $L_i$  die Beschäftigung im Betrieb  $i$  angibt. Dabei wurde die Gesamtheit der Betriebe, einer (3-Steller-) Branchenklassifikation der Bundesanstalt für Arbeit folgend, in 300 Sektoren unterteilt.

**Tabelle 3: Aufteilung der Beobachtungen nach Beschäftigungsänderungen in den jeweiligen Qualifikationsgruppen; Regressionsstichprobe**

Anteil der Beobachtungen mit folgender Beschäftigungsänderung bei den <b>Un- und Angelernten</b>	Anteil der Beobachtungen mit folgender Beschäftigungsänderung bei den <b>Qualifizierten ...</b>				Anteil der Beobachtungen mit folgender Beschäftigungsänderung bei den <b>Hochqualifizierten ...</b>			
	Rückgang	Konstant	Anstieg	Gesamt	Rückgang	Konstant	Anstieg	Gesamt
Rückgang	1.845 0,58 (0,59)	580 0,18 (0,26)	732 0,23 (0,35)	3.157 1,00 (0,42)	1.392 0,44 (0,65)	1.101 0,35 (0,29)	664 0,21 (0,43)	3.157 1,00 (0,42)
Konstant	651 0,26 (0,21)	1.247 0,51 (0,56)	565 0,23 (0,27)	2.463 1,00 (0,33)	324 0,13 (0,15)	1.875 0,76 (0,50)	264 0,11 (0,17)	2.463 1,00 (0,33)
Anstieg	606 0,33 (0,20)	395 0,22 (0,18)	814 0,45 (0,39)	1.815 1,00 (0,24)	425 0,23 (0,20)	768 0,42 (0,21)	622 0,34 (0,40)	1.815 1,00 (0,24)
Gesamt	3.102 0,42 (1,00)	2.222 0,30 (1,00)	2.111 0,28 (1,00)	7.435 1,00 (1,00)	2.141 0,29 (1,00)	3.744 0,50 (1,00)	1.550 0,21 (1,00)	7.435 1,00 (1,00)

sen, wobei erneut Dummyvariablen anstelle einer einzigen Niveauvariablen gebildet werden.

Um für die Betriebsgröße zu kontrollieren, wird die logarithmierte Beschäftigtenzahl als erklärende Variable aufgenommen. Einige der erklärenden Variablen sind stark mit der Betriebsgröße korreliert (beispielsweise, jeweils positiv, die Löhne oder die Investitionsdummies). Daher wären die geschätzten Koeffizienten dieser Variablen bei Nichtberücksichtigung der Betriebsgröße verzerrt, sofern ein Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und dem Anteil der Un- und Angelernten besteht. Denkbar ist, dass niedrig Qualifizierte in größeren Betrieben stärker vertreten sind, weil dort mehr Tätigkeiten für Hilfskräfte anfallen (z.B. Pförtner, Dienstbote). Auch wird die quadrierte (logarithmierte) Beschäftigtenzahl hinzugefügt, um mögliche Nichtlinearitäten abzubilden.

Um die unterschiedliche Wirtschaftsstruktur in West- und Ostdeutschland zu berücksichtigen, wird ein Dummy integriert, der den Wert Eins annimmt, sofern ein Betrieb in Ostdeutschland ansässig ist. Des Weiteren gehen in die Schätzung Wirtschaftszweigdummies ein, wobei dieselbe Einteilung vorgenommen wurde wie in Tabelle 1. Die deskriptiven Auswertungen im vorherigen Kapitel haben gezeigt, dass der Anteil der Un- und Angelernten zwischen den verschiedenen Wirtschaftszweigen stark variiert. Schließlich werden vier Jahresdummies aufgenommen, um mögliche gesamtwirtschaftliche Entwicklungstrends sowie Inflationseffekte über die Zeit hinweg zu berücksichtigen.<sup>20</sup>

Die 7.435 Differenzen (zwischen zwei aufeinanderfolgenden Beobachtungen eines Betriebes) teilen sich auf in 46 Prozent Beschäftigungsreduktionen, 34 Prozent Beschäftigungserhöhungen und 20 Prozent Fälle gleichbleibender Beschäftigung. Dabei werden auch innerhalb eines Betriebes sowohl Beschäftigungswachstum als auch Beschäftigungsrückgang beobachtet. Beispielsweise weisen von den 425 Betrieben, die fünfmal zwischen 1993 und 1997 beobachtet wurden, 47 Betriebe nie einen Beschäftigungsrückgang und 95 Betriebe nie einen Beschäftigungsanstieg auf, während 271 Betriebe im betrachteten Zeitraum sowohl wachsen als auch schrumpfen (zwölf Betriebe hatten eine konstante Beschäftigung). Tabelle 3 beinhaltet die qualitative Beschäftigungsentwicklung unterschiedlicher Qualifikationsgruppen innerhalb von Betrieben. Es wird deutlich, dass bei einer beträchtlichen Anzahl von Betrieben die qualitative Beschäftigungsentwicklung der Un- und Angelernten von der Entwicklung der übrigen beiden Gruppen abweicht. So wird beispielsweise in 23 (21) Prozent der Fälle mit einem Rückgang der Un- und Angelernten die Beschäftigung von Qualifizierten (Hochqualifizierten) ausgeweitet. Eine genau umgekehrte Entwicklung, also eine Ausweitung der Beschäftigung von Geringqualifizierten, verbunden mit einem Rückgang bei Qualifizierten (Hochqualifizierten) hat es sogar in 33 (23) Prozent der Fälle gegeben.

<sup>20</sup> Allerdings unter der Annahme, dass die Inflationskomponente in allen Wirtschaftsbereichen gleich ist.

Die innerbetriebliche Lohnentwicklung ist erwartungsgemäß in den meisten Fällen positiv. Bei 72 Prozent der Differenzen steigen die durchschnittlichen Bruttolöhne der Un- und Angelernten, bei den Qualifizierten beträgt der entsprechende Wert 73 Prozent und bei den Hochqualifizierten 81 Prozent.

Die Korrelationskoeffizienten sind sowohl zwischen den Löhnen der Un- und Angelernten und dem Anteil der Un- und Angelernten als auch zwischen den innerbetrieblichen Veränderungen beider Variablen negativ. Dies bedeutet im ersten Fall, dass Betriebe mit einem geringeren Durchschnittslohn für Un- und Angelernte einen größeren Anteil an Un- und Angelernten aufweisen und im zweiten Fall, dass eine höhere Lohnerhöhung mit einer größeren Reduzierung des Anteils der Un- und Angelernten einhergeht. Im Folgenden wird u.a. überprüft, ob dieser Zusammenhang auch bei multivariaten Analysen bestehen bleibt.

## 4.2 Schätzergebnisse

### OLS

Die Ergebnisse der OLS-Regression befinden sich in der zweiten Spalte von Tabelle 4. Die Löhne der Un- und Angelernten haben die erwartete signifikant negative Korrelation mit dem Anteil der Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung. Demnach bedeutet der zwischenbetriebliche Anstieg der Löhne um fünf Prozent einen um 1,1 Prozentpunkte geringeren Anteil an Un- und Angelernten. Bezogen auf die Stichprobenmittelwerte (118 Un- und Angelernte, 90 Qualifizierte, 54 Hochqualifizierte) impliziert dies, dass Betriebe, die für Un- und Angelernte fünf Prozent höhere Löhne zahlen, *ceteris paribus* (also bei konstanter Beschäftigung von Qualifizierten und Hochqualifizierten) fünf Un- und Angelernte weniger beschäftigen.<sup>21</sup>

Während kein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen den Löhnen für Qualifizierte und dem Anteil an Un- und Angelernten gefunden werden kann, gehen höhere Löhne für Hochqualifizierte mit einem größeren Anteil an niedrig Qualifizierten einher, allerdings ist die Elastizität eher gering.<sup>22</sup>

Je mehr Leiharbeitskräfte in einem Betrieb beschäftigt sind, desto geringer ist der Anteil an un- und angelernten sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Offensichtlich greifen Betriebe (unter anderem) auf Arbeitskräfte aus Zeitarbeitsfirmen zurück, um eigene Stellen für Hilfskräfte auszulagern (bzw. um offene Stellen zu besetzen).

Die beiden Variablen, die den technischen Fortschritt messen, haben den erwarteten negativen Einfluss auf den Anteil von un- und angelernten Beschäftigten. Sowohl Betriebe, die im letzten Jahr Investitionen in Kommunikationstechnik/Datenverarbeitung getätigt haben, als auch solche mit einem vergleichsweise guten oder sehr guten technischen Stand der Anlagen, haben einen geringeren Belegschaftsanteil von niedrig Qualifizierten. Dies bestätigt die Hypothese des nicht qualifikationsneutralen technischen Fortschritts und ist in Einklang mit den meis-

**Tabelle 4: Determinanten des Anteils von Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung, Marginale Effekte<sup>1</sup>**

Unabhängige Variablen	OLS	Tobit	Truncated
Logarithm. Durchschnittslöhne: <sup>2</sup>			
Un-/Angelernte	-0,221***	-0,216***	-0,200***
Qualifizierte	0,009	0,023*	-0,025
Hochqualifizierte	0,050***	0,059***	0,031***
Quote Leiharbeitskräfte	-0,132**	-0,129**	-0,262*
Investitionen in IT (Dummy: 1 = ja)	-0,069***	-0,070***	-0,060***
Investitionen in Produktionsanlagen (Dummy: 1 = ja)	0,017***	0,015**	0,016***
Technischer Stand der Anlagen (Dummy: 1 = sehr gut/ gut)	-0,015**	-0,019***	-0,005
(Log.) Sektoraler Konzentrationsindex	0,032***	0,035***	0,032***
Dummies: Exportanteil am Umsatz (Referenzgruppe: 0%)			
1%–10%	0,014	0,013	-0,003
11%–25%	0,034***	0,022**	0,022***
26%+	0,006	-0,002	-0,009
Dummies: Erwartete Umsatzveränderung (zwischen laufendem und Vorjahr) (Referenzgruppe: < minus 10%)			
minus 10% – minus 1%	-0,014	-0,015	-0,020**
0%	-0,013	-0,011	-0,017**
1%–10%	-0,016	-0,017*	-0,003
11% +	-0,025**	-0,030***	-0,004
Anzahl der Beschäftigten (ln N)	0,086***	0,110***	0,054***
ln N <sup>2</sup>	-0,006***	-0,008***	-0,005***
Ostdeutschland (Dummy: 1= ja)	-0,038***	-0,026***	-0,068***
Branchendummies	ja***	ja***	ja***
Jahresdummies	ja	ja	ja
Beobachtungszahl	16.177	16.177	11.832
R <sup>2</sup>	0.25		

<sup>1</sup> \* / \*\* / \*\*\* bedeuten Signifikanz auf dem 10 / 5 / 1%-Niveau, basierend auf asymptotischen, Heteroskedastie-robusten t-Werten. Unabhängigkeit von Beobachtungen eines Betriebes wird nicht vorausgesetzt.  
<sup>2</sup> Verwendung von imputierten Löhnen, sofern Betriebe in der jeweiligen Qualifikationsgruppe keine Beschäftigung aufweisen.

<sup>21</sup> Blicke die Beschäftigung Qualifizierter und Hochqualifizierter konstant, entspräche dies gesamtwirtschaftlich knapp 300.000 Beschäftigten. Allerdings bleiben dabei die Rückwirkungen anderer Größen unberücksichtigt. Außerdem unterscheidet sich die Zusammensetzung der Stichprobe von derjenigen der Gesamtwirtschaft.

<sup>22</sup> Werden (für alle drei Qualifikationsgruppen) die Löhne aus dem Vorjahr anstatt aus dem laufenden Jahr verwendet, um mögliche Endogenitätsprobleme abzumildern, so bleiben die geschätzten Koeffizienten nahezu unverändert.

ten empirischen Studien.<sup>23</sup> Demgegenüber gibt es einen positiven Zusammenhang zwischen Investitionen in Produktionsanlagen und dem Beschäftigungsanteil von Un- und Angelernten.

Der Exportanteil am Umsatz hat einen umgekehrt *u*-förmigen Effekt auf den Anteil der Un- und Angelernten. Den höchsten Anteil an Un- und Angelernten weisen die Betriebe mit einer Exportquote von 11–25 Prozent auf. Betriebe mit einer höheren Exportquote haben einen geringeren Anteil. Dies bestätigt (nur) teilweise – und zwar bezogen auf das Verhältnis zwischen Betrieben mit mittlerem Exportanteil (11–25 Prozent) und zwischen Betrieben mit hohem Exportanteil (mehr als 25 Prozent) – die Hypothese, dass globaler Wettbewerb die Nachfrage nach unqualifizierten Arbeitskräften in Hochlohnländern schwächt (Freeman 1995, Fitzenberger 1999). Allerdings ist der Effekt nicht besonders ausgeprägt.<sup>24</sup> Betriebe mit einem sehr hohen Exportanteil am Umsatz (mehr als 25 Prozent) haben einen um 2,8 Prozentpunkte niedrigeren Anteil an Un- und Angelernten als die Betriebe mit einem mittleren Exportanteil (11–25 Prozent). Natürlich muss dabei berücksichtigt werden, dass die Exportquote nur einen Aspekt der internationalen Verflechtung darstellt.<sup>25</sup>

Der Konzentrationsgrad innerhalb eines Sektors hat den erwarteten positiven Einfluss auf den Anteil der Un- und Angelernten. Betriebe, die einem höheren nationalen Wettbewerbsdruck ausgesetzt sind – d.h. ihr Sektor weist einen geringeren Konzentrationsgrad auf – haben einen niedrigeren Anteil an Un- und Angelernten; möglicherweise, weil sie verstärkt auf Personalkosten senkende Maßnahmen zurückgreifen müssen.<sup>26</sup>

Die Schätzergebnisse für die Dummies der erwarteten Umsatzveränderung im Vergleich zum Vorjahr zeigen an, dass diejenigen Betriebe mit dem größten erwarteten Umsatzwachstum (um mehr als zehn Prozent) auch den geringsten Anteil an Un- und Angelernten haben, während es zwischen den übrigen Gruppen keine signifikanten Unterschiede gibt. Geht man davon aus, dass die Betriebe mit Umsatzwachstum auch neue Beschäftigte einstellen (und dies die innerbetriebliche Qualifikationsstruktur nicht verändert), so ergeben sich also durchaus gesamtwirtschaftliche Struktureffekte, und zwar zuungunsten des Anteiles der Un- und Angelernten. Es bleibt natürlich offen, wieso die Betriebe mit dem geringsten Anteil an Un- und Angelernten das größte Wachstum aufweisen. Die Ergebnisse bestätigen jedenfalls nicht die These, dass der Anteil von Un- und Angelernten aufgrund von niedrigeren Einstellungs- und Entlassungskosten prozyklisch variiert.

Der Anteil der Un- und Angelernten ist in Ostdeutschland *ceteris paribus* um vier Prozent geringer.<sup>27</sup> Auch bei der multivariaten Analyse hat die Branchenzugehörigkeit einen starken Einfluss auf den Anteil der Un- und Angelernten. Sie kann bereits 70 Prozent zur gesamten erklärten zwischenbetrieblichen Variation im Anteil der Un- und Angelernten beitragen. Die Betriebsgröße schließlich hat einen positiven Einfluss auf den Anteil der Un- und Angelernten (wobei der Zusammenhang mit zunehmender Betriebsgröße abnimmt und ab einer Beschäftigtenzahl von 1296 negativ wird).<sup>28</sup> Ein Grund hierfür könnte sein, dass in Kleinbetrieben die Arbeiten, die von Un- und

Angelernten ausgeführt werden könnten, von den Qualifizierten miterledigt werden. Im Folgenden soll die Robustheit der soeben diskutierten Ergebnisse anhand von alternativen Schätzmethoden sowie von Teilstichproben überprüft werden.

### Tobit und Truncated Schätzungen

Da der Anteil der Un- und Angelernten nur zwischen Null und Eins liegen kann, ist die endogene Variable zensiert. So beschäftigen im Regressionssample 20 Prozent der Betriebe keine Un- und Angelernten und sieben Prozent der Betriebe nur Un- und Angelernte. Es kann gezeigt werden, dass eine OLS-Schätzung in diesem Fall inkonsistent ist (vgl. Greene 2003: 764ff.) Das folgende Tobit-Modell berücksichtigt explizit die beidseitige Zensierung der abhängigen Variable. Die latente endogene Variable  $(U/N)_{it}^*$  kann als Neigung einer Firma *i* zum Zeitpunkt *t* interpretiert werden, Un- und Angelernte zu beschäftigen:

$$(U/N)_{it}^* = X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Für den tatsächlichen Anteil an Un- und Angelernten  $(U/N)_{it}$  gilt:

$$(U/N)_{it} = \begin{cases} 0 & (U/N)_{it}^* \leq 0 \\ (U/N)_{it}^* & \text{wenn } 0 < (U/N)_{it}^* < 1 \\ 1 & (U/N)_{it}^* \geq 1. \end{cases} \quad (4)$$

Die Ergebnisse einer Tobitschätzung sind in der dritten Spalte von Tabelle 4 abgebildet. Erstaunlicherweise sind die geschätzten Parameterwerte den OLS-Schätzungen äußerst ähnlich. Lediglich die Löhne für Qualifizierte und die Dummy-Variable für Betriebe mit einer erwarteten Umsatzveränderung von 1–10 Prozent sind nun im Vergleich zur OLS-Schätzung (schwach) signifikant.

Das Tobit-Modell impliziert aber, dass die Entscheidung, überhaupt Un- und Angelernte zu beschäftigen, wie viele Un- und Angelernte zu beschäftigen und ausschließlich Un- und Angelernte zu beschäftigen, jeweils die gleiche ist und restringiert somit Gleichheit der Parameter für alle drei Entscheidungen. Das Truncated-Modell hingegen setzt dies nicht voraus, indem nur die unzensierten Beobachtungen berücksichtigt werden. Dies bietet darüber hinaus den Vorteil, dass es nicht mehr notwendig ist, prognostizierte Löhne für die Un- und Angelernten heranzu-

<sup>23</sup> Ein umfassender Literaturüberblick über internationale empirische Studien bezüglich des Zusammenhangs zwischen Technologie und Qualifikationsstruktur findet sich in Chennels/Van Reenen 1999.

<sup>24</sup> Auch die Mehrheit der existierenden empirischen Studien kommt zu dem Ergebnis, dass der internationale Handel nur eine untergeordnete Rolle bei der Erklärung des Rückgangs der Beschäftigung von niedrig Qualifizierten spielt (vgl. beispielsweise Machin/Van Reenen 1998 oder für Deutschland Kleinert et al. 2000).

<sup>25</sup> Beispielsweise könnten auch zunehmende Importe eine Rolle spielen. Hierfür liegen jedoch keine Daten vor.

<sup>26</sup> Dieser Effekt bleibt auch bestehen, wenn getrennte Regressionen für verschiedene Betriebsgrößen durchgeführt wurden.

<sup>27</sup> Da in der vorliegenden Studie die Un- und Angelernten nach einem tätigkeitsorientierten Konzept (und nicht nach dem Ausbildungsabschluss) klassifiziert werden, kann der höhere Anteil in Ostdeutschland nicht damit begründet werden, dass die Ausbildungsabschlüsse Ost und West nicht vollständig miteinander vergleichbar sind.

<sup>28</sup> Dies bestätigt indirekt die Ergebnisse von Pfeiffer/Falk (1999), dass der Anteil der Erwerbstätigen mit Lehre mit der Firmengröße sinkt.

ziehen, da nur die Beobachtungen in die Schätzung eingehen, für die Angaben zu den tatsächlichen Löhnen der Un- und Angelernten vorliegen.<sup>29</sup> Die Schätzung erfolgt (ebenso wie die Tobit-Schätzung) mit Hilfe der Maximum-Likelihood Methode (Greene 2003: 767).

Die vierte Spalte von Tabelle 4 enthält die Ergebnisse des Truncated-Modells. Erneut sind die Parameterschätzungen den OLS und Tobit-Werten weitgehend ähnlich. Unterschiede gibt es nur bezüglich des technischen Standes der Anlagen, für den keine negative Korrelation mit dem Anteil der Un- und Angelernten mehr existiert, sowie für die erwartete Umsatzveränderung. Hier gibt es nun einen u-förmigen Zusammenhang mit dem Anteil der Un- und Angelernten. Dies ist zumindest teilweise in Einklang mit der Hypothese, dass der Anteil der Un- und Angelernten prozyklisch variiert, denn Betriebe mit einer erwarteten

positiven Umsatzveränderung beschäftigen *ceteris paribus* mehr Un- und Angelernte als Betriebe mit konstantem Umsatz oder einem Umsatzrückgang von bis zu zehn Prozent. Zusammenfassend lässt sich also sagen, dass die Parameterschätzungen für OLS, Tobit und Truncated Regressionen kaum Unterschiede aufweisen.

#### Verarbeitendes Gewerbe vs. Dienstleistungen und West- vs. Ostdeutschland

Tabelle 5 enthält OLS-Regressionen für das Verarbeitende Gewerbe und den Dienstleistungsbereich, jeweils ge-

<sup>29</sup> Die Verwendung von prognostizierten Löhnen für die Gruppe der Qualifizierten (Hochqualifizierten) ist auch bei der Truncated-Schätzung weiterhin notwendig, sofern Betriebe nur Un- und Angelernte sowie Hochqualifizierte (Qualifizierte) beschäftigen.

**Tabelle 5: Determinanten des Anteils von Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung; OLS; Verarbeitendes Gewerbe vs. Dienstleistungen; West vs. Ostdeutschland<sup>1</sup>**

Unabhängige Variablen	West		Ost	
	Verarbeitendes Gewerbe (mit Bau)	Dienstleistungen	Verarbeitendes Gewerbe (mit Bau)	Dienstleistungen
Logarithm. Durchschnittslöhne:				
Un-/Angelernte	-0,295***	-0,196***	-0,084*	-0,249***
Qualifizierte	0,001	0,040	-0,025	-0,019
Hochqualifizierte	0,074**	0,019	0,061	0,042
Quote Leiharbeitskräfte	-0,407***	-0,036	-0,367***	0,757***
Investitionen in IT (Dummy: 1 = ja)	-0,054***	-0,085***	-0,049***	-0,098***
Investitionen in Produktionsanlagen (Dummy: 1 = ja)	0,052***	0,012	0,004	-0,009
Technischer Stand der Anlagen (Dummy: 1 = sehr gut/ gut)	-0,018*	-0,027**	0,004	-0,041**
(Log.) Sektoraler Konzentrationsindex	0,034***	0,012**	0,053***	0,029***
Dummies: Exportanteil am Umsatz (Referenzgruppe: 0%)				
1%–10%	0,038*	-0,032	-0,024	-0,104***
11%–25%	0,034*	-0,045*	-0,045	-0,087**
26%+	-0,005	-0,122***	-0,051	-0,045
Dummies: Erwart. Umsatzverändg. (zwischen laufendem und Vorjahr) (Referenzgruppe: < minus 10%)				
minus 10% – minus 1 %	-0,015	0,004	0,001	-0,044*
0%	-0,008	0,000	-0,009	-0,016
1%–10%	-0,004	-0,025	-0,013	0,002
11% +	-0,013	-0,030	-0,024	0,002
Anzahl der Beschäftigten (ln N)	0,160***	0,092***	0,135***	0,106***
ln N <sup>2</sup>	-0,012***	-0,007***	-0,012***	-0,011***
Branchendummies	ja***	ja***	ja***	ja***
Jahresdummies	ja*	ja	ja***	ja*
Beobachtungszahl	5.700	4.614	2.451	2.451
R <sup>2</sup>	0,19	0,30	0,12	0,29

<sup>1</sup> Siehe Tabelle 4, Fußnoten 1-2.

trennt für West- und Ostdeutschland. Der Zusammenhang der Löhne der Un- und Angelernten mit dem Anteil der Un- und Angelernten an der betrieblichen Gesamtbeschäftigung variiert zwischen -0,295 (Verarbeitendes Gewerbe Westdeutschlands) und -0,084 (Verarbeitendes Gewerbe Ostdeutschlands), wobei letzterer nur schwach signifikant ist.

Betriebe, die Investitionen in Kommunikationstechnik/Datenverarbeitung vorgenommen haben, beschäftigen in allen vier Teilstichproben einen geringeren Anteil an Un- und Angelernten, wobei ein größerer quantitativer Zusammenhang jeweils im Dienstleistungsbereich besteht. Die (negative) Korrelation des technischen Standes der Anlagen mit dem Anteil der Un- und Angelernten ist stärker ausgeprägt im Dienstleistungsbereich, wobei für das Verarbeitende Gewerbe Ostdeutschlands kein Zusammenhang festgestellt werden kann.<sup>31</sup>

Der Anteil der Un- und Angelernten steigt stets mit dem Konzentrationsgrad innerhalb des Sektors. Die geschätzten Koeffizienten der Exportanteildummies sind in allen vier Schätzungen unterschiedlich. Ein (negativ) linearer Zusammenhang wird für den Dienstleistungssektor Westdeutschlands gefunden. Dies bestätigt den negativen Einfluss der Globalisierung auf die Beschäftigung von Un- und Angelernten. Während für das Verarbeitende Gewerbe Westdeutschlands weiterhin die umgekehrt u-förmige Beziehung vorliegt, sind für das Verarbeitenden Gewerbe Ostdeutschlands alle Koeffizienten insignifikant. Im Dienstleistungsbereich Ostdeutschlands haben Betriebe, die exportieren, einen geringeren Anteil an Un- und Angelernten, was die Globalisierungsthese bestätigt. Jedoch ist der Parameter für Betriebe mit einem Exportanteil von mehr als 26 Prozent insignifikant, es finden sich allerdings auch nur 34 Betriebe in dieser Zelle.<sup>32</sup> Die Dummyvariablen für die erwartete Umsatzveränderung sind nun (mit einer Ausnahme) nicht mehr signifikant.

### Differenzschätzungen

Die bisher geschilderten Ergebnisse beruhen auf Querschnittsmethoden. Die Panelstruktur des Datensatzes wurde also insoweit ausgenutzt, dass die verschiedenen Wellen in die Regression eingingen, wodurch sich die Fallzahl erhöhte. Die geschätzten Parameter  $\beta$  können dabei nur so interpretiert werden, dass Betriebe, bei denen die Ausprägung  $x$  um eine Einheit größer ist, einen um  $\beta$  höheren Anteil an Un- und Angelernten haben. Inwieweit dies nicht nur zwischenbetrieblich, sondern auch innerbetrieblich gilt, hängt von der Güte des spezifizierten Modells ab. Durch Differenzbildung von Gleichung (1) werden mögliche, im Störterm enthaltene zeitinvariante (betriebliche) Heterogenitäten, die zu Verzerrungen der geschätzten Parameter führen können, eliminiert:<sup>33</sup>

$$\left(\frac{U}{N}\right)_{it} - \left(\frac{U}{N}\right)_{i,t-1} = (X_{it} - X_{i,t-1})\beta + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (5)$$

Der Koeffizientenvektor  $\beta$  in Gleichung (5) kann durch einfache OLS-Regression ermittelt werden, wobei die einzelnen Effekte nun ausschließlich durch innerbetriebliche Veränderungen identifiziert werden und auch so zu interpretieren sind. Beispielsweise gibt der Koeffizient  $\beta$

nun an, dass Betriebe, die  $X$  zwischen zwei Jahren um eine Einheit erhöht haben, gleichzeitig den Anteil der Un- und Angelernten um (durchschnittlich)  $\beta$  erhöhten.<sup>34</sup> Im Vergleich zu den Querschnittsschätzungen wurden zwei Veränderungen bei der Variablendefinition vorgenommen, die beide darauf beruhen, dass die vorher verwendeten Größen bereits Veränderungen darstellten. Zum einen sind Investitionen in Kommunikationstechnik/Datenverarbeitung sowie in Produktionsanlagen bereits Stromgrößen, d.h. sie geben bereits Veränderungen des Kapitalstocks an. Daher gehen sie direkt (ohne Differenzbildung) in die Schätzung ein. Ähnliches gilt für die Umsatzveränderung. Hier wird die Differenz (aus den Perioden  $t-1$  und  $t-2$ ) des logarithmierten Umsatzes herangezogen und nicht die Differenz der erwarteten Umsatzveränderung.

Die geschätzten Koeffizienten sind in Tabelle 6 enthalten. Die meisten Parameter werden nun insignifikant. Die Löhne für Un- und Angelernte haben aber weiterhin den erwarteten signifikant negativen Effekt. Betriebe, deren durchschnittliche Löhne für Un- und Angelernte um zehn Prozent gestiegen sind, haben ihren Anteil an Un- und Angelernten um 0,6 Prozentpunkte verringert. Im Vergleich zu den Querschnittsschätzungen wird jetzt ein positiver Zusammenhang zwischen den Löhnen von Qualifizierten und dem Anteil an niedrig Qualifizierten festgestellt.<sup>35</sup> Dies deutet auf eine negative Eigenlohnelastizität der Qualifizierten und/oder ein substitutives Verhältnis von Qualifizierten und niedrig Qualifizierten hin. Betriebe, die in der Vorperiode in IT investiert haben, beschäftigen nun einen um durchschnittlich 0,5 Prozentpunkte geringeren Anteil an Un- und Angelernten. Eine Erhöhung des sektoralen Konzentrationsindex geht mit einem Anstieg der relativen Beschäftigung von Un- und Angelernten einher. Es können keine Zusammenhänge festgestellt werden zwischen Änderungen des technischen Standes der Anlagen, des Exportanteiles, des Umsatzes sowie der Gesamtbeschäftigung und Änderungen des Anteils von Un- und Angelernten.

Insgesamt kann nur ein sehr geringer Teil der innerbetrieblichen Variation im Anteil der Un- und Angelernten durch die verwendeten Daten erklärt werden. Es sollte

<sup>31</sup> Die Verteilung des Dummies „Technischer Stand der Anlagen“ ist in den vier Teilstichproben nahezu identisch.

<sup>32</sup> In Ostdeutschland haben 82 Prozent der Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe und sogar 94 Prozent der Betriebe im Dienstleistungsbereich eine Exportquote von Null. In Westdeutschland haben 41 Prozent der Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe und 84 Prozent der Betriebe im Dienstleistungsbereich eine Exportquote von Null.

<sup>33</sup> Sofern die Residuen aus Gleichung (5) eine Korrelation von -0,5 aufweisen, ist ein Fixed-Effects Schätzer effizienter (Wooldrige 2002: 284). Diese Hypothese wird für die verwendeten Daten jedoch abgelehnt.

<sup>34</sup> Ein etwaiges Kausalitätsproblem kann durch eine Differenzschätzung aber nicht behoben werden.

<sup>35</sup> Die Hypothese der Exogenität der Löhne kann nach Wooldrige (2002: 285) getestet werden, indem die Niveaugrößen der Lohnvariablen in die Differenzgleichung aufgenommen und deren gemeinsame Signifikanz überprüft werden. Die Test-Statistik ist in der vorliegenden Schätzung jedoch insignifikant, so dass die Hypothese nicht abgelehnt werden kann.

**Tabelle 6: Determinanten der Veränderung  $\Delta$  des Anteils von Un- und Angelernten an der Gesamtbeschäftigung; Abhängige Variable:  $\Delta$  Anteil von Un- und Angelernten<sup>1</sup>**

Unabhängige Variablen	OLS
$\Delta$ Logarithm. Durchschnittslöhne: <sup>2</sup>	
Un-/Angelernte	-0,059**
Qualifizierte	0,096**
Hochqualifizierte	-0,012
$\Delta$ Quote Leiharbeitskräfte	-0,045
Investitionen in IT (Dummy: 1 = ja)	-0,005**
Investitionen in Produktionsanlagen (Dummy: 1 = ja)	0,004
$\Delta$ Technischer Stand der Anlagen (Dummy: 1 = sehr gut/ gut)	-0,002
$\Delta$ (Log.) Sektoraler Konzentrationsindex	0,015**
$\Delta$ Dummies: Exportanteil am Umsatz (Referenzgruppe: 0%)	
1%–10%	0,006
11%–25%	0,000
26%+	0,005
$\Delta$ (Logarithmierter) Umsatz	0,001
$\Delta$ Anzahl der Beschäftigten (ln N)	0,014
$\Delta$ ln N <sup>2</sup>	0,002
Jahresdummies	Ja
Beobachtungszahl	7.435
R <sup>2</sup>	0,025

<sup>1</sup> \* / \*\* / \*\*\* bedeuten Signifikanz auf dem 10 / 5 / 1%-Niveau, basierend auf asymptotischen, Heteroskedastie-robusten t-Werten. Unabhängigkeit von Beobachtungen eines Betriebes wird nicht vorausgesetzt.

<sup>2</sup> Verwendung von imputierten Löhnen, sofern Betriebe in der jeweiligen Qualifikationsgruppe keine Beschäftigung aufweisen.

aber auch darauf hingewiesen werden, dass Differenzschätzungen mit Nachteilen behaftet sind. Es wird eine ausreichende innerbetriebliche Variation in den Variablen benötigt, die beispielsweise beim Exportanteil am Umsatz eher gering ist. Außerdem kommen etwaige Ungenauigkeiten in den Variablenangaben viel stärker zum Tragen (und verzerren die Schätzkoeffizienten gegen Null). Insofern sind diese Ergebnisse allenfalls mit Vorsicht zu interpretieren und sollten nicht als Alternativen, sondern eher als Ergänzungen zu den Querschnittsschätzungen angesehen werden.

## 5 Zusammenfassung

Dieser Beitrag untersuchte mögliche Determinanten der Beschäftigung von Un- und Angelernten. Dazu wurde ein neuer zusammengefügt Datensatz des IAB (LIAB), der das IAB-Betriebspanel und die Historikdatei der Beschäftigtenstatistik miteinander verbindet und sich auf die Jahre 1993-1997 erstreckt (Version 2001), herangezogen. Die sozialversicherungspflichtigen un- und angelernten Beschäftigten wurden dabei nach einem tätigkeitsorientierten Konzept identifiziert.

In der Literatur werden vor allem zwei Erklärungen für den Anstieg der Arbeitslosigkeit der Un- und Angelernten angeführt. Zum einen wird argumentiert, dass der technische Fortschritt sich zuungunsten der Un- und Angelernten auswirkt (*skill-biased technological change*). Dieser Zusammenhang wurde in den Regressionen bestätigt. Betriebe, die Investitionen in Kommunikationstechnik/Datenverarbeitung getätigt haben, sowie Betriebe mit einem vergleichsweise guten oder sehr guten technischen Stand ihrer Anlagen weisen einen geringeren Anteil von Un- und Angelernten an ihrer Gesamtbeschäftigung auf. Auch bei den Differenzschätzungen zeigt sich, dass Investitionen in IT mit einer Reduzierung des Anteiles von niedrig Qualifizierten einhergehen. Umschulungs- und Qualifizierungsmaßnahmen werden in der wirtschaftspolitischen Debatte oft als adäquate Mittel angeführt, um die Beschäftigungsmöglichkeiten von Un- und Angelernten trotz technologischem Wandel zu erhalten bzw. zu verbessern.

Die zweite Hypothese macht die Ausweitung des internationalen Handels für die geringere Nachfrage nach Un- und Angelernten verantwortlich. Demnach sei der Hochlohnstandort Deutschland mit Blick auf handelbare, eher einfache Güter und Dienste nicht konkurrenzfähig, wovon insbesondere der Bedarf an Geringqualifizierten betroffen ist. Ein Zusammenhang zwischen Globalisierung (approximiert durch den Exportanteil am Umsatz) und einer geringeren Beschäftigung von niedrig Qualifizierten konnte aber nur teilweise und auch nur bei den Querschnittsschätzungen bestätigt werden. Des Weiteren zeigen die Ergebnisse, dass Betriebe, die einem geringeren nationalen Wettbewerbsdruck (gemessen durch den sektoralen Konzentrationsgrad) ausgesetzt sind, einen höheren Anteil an Un- und Angelernten aufweisen.

Sowohl bei Querschnitt- als auch bei Längsschnittschätzungen konnte ein negativer Zusammenhang zwischen dem Lohn und der Beschäftigung von Un- und Angelernten festgestellt werden. Dies kann zumindest als Indiz für die häufig geäußerte These gewertet werden, dass eine stärkere Lohndifferenzierung die Verschiebung der Arbeitsnachfrage zu Lasten der Un- und Angelernten ausgleichen könnte.

## Literaturverzeichnis

- Abowd, J./Kramarz, F. (1999): The Analysis of Labour Markets Using Matched Employer-Employee Data. In: Ashenfelter, O./Card, D. (Hrsg.): Handbook of Labor Economics, Volume 3B. Amsterdam: North-Holland, S. 2629-2710.
- Bartel, A./Lichtenberg, F. (1987): The Comparative Advantage of Educated Workers in Implementing New Technology. In: The Review of Economics and Statistics, Vol. 69, Number 1, S. 1 – 11.
- Bauer, T./Bender, S. (2001): Flexible Work Systems and the Structure of Wages – Evidence from Matched Employer-Employee Data. DP Nummer 353, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit. Bonn, August 2001.
- Bellmann, L. (1999): Personenspezifische Arbeitslosigkeit. In: Ökonomie und Gesellschaft, Jahrbuch 15, S. 235-251.
- Bellmann, L./Bender, S./Kölling, A. (2002): Der Linked Employer-Employee-Datensatz aus IAB-Betriebspanel und Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit (LIAB). In: Kleinhenz, G. (Hrsg.): IAB-Kompilium Arbeitsmarkt- und

- Berufsforschung. Beiträge aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nr. 250. Nürnberg, S. 21-30.
- Bellmann, L./Bender, S./Schank, T. (1999): Flexibilität der Qualifikationsstruktur aus Betrieblicher Sicht: Substitutionalität oder Komplementarität. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Band 219, Heft 1/2, S. 109-126.
- Bellmann, L./Caliendo, M./Hujer, R./Radic, D. (2002): Beschäftigungswirkungen Technisch-Organisatorischen Wandels – Eine Mikroökonometrische Analyse mit dem Linked IAB-Panel. In: MittAB, Jg. 35, H. 4., S. 506-522.
- Bellmann, L./Kohaut, S./Lahner, M. (2002): Die IAB-Betriebspanel – Ansatz und Analysepotentiale. In: Kleinhenz, G. (Hrsg.): IAB-Kompodium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Beiträge aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nr. 250. Nürnberg, S. 13-20.
- Bender, S./Haas, A. (2002): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe. In: Kleinhenz, G. (Hrsg.): IAB-Kompodium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Beiträge aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nr. 250. Nürnberg, S. 3-12.
- Blossfeld, H. (1989): Kohortendifferenzierung und Karriereprozess – Eine Längsschnittstudie über die Veränderung der Bildungs- und Berufschancen im Lebensverlauf. Frankfurt: Campus-Verlag.
- Chennels, L./Van Reenen, J. (1999): Has Technology Hurt Less Skilled Workers? The Institute for Fiscal Studies, Working Paper 99/27.
- Christensen, B./Schimmelpfennig, A. (1998): Arbeitslosigkeit, Qualifikation und Lohnstruktur in Westdeutschland. In: Die Weltwirtschaft, Heft 2, S. 177-186.
- Ehrenberg, R./Smith, R. (2002): Modern Labor Economics, 8. Auflage. Reading, Massachusetts u.a.: Addison-Wesley.
- Fitzenberger, B. (1999): Zur Wirkung des Technischen Fortschritts auf die Qualifikationsstruktur der Beschäftigung und die Entlohnung. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Band 219, Heft 1/2, S. 67-89.
- Fitzenberger, B./Franz, W. (1998): Flexibilität der Qualifikatorischen Lohnstruktur und Lastverteilung der Arbeitslosigkeit: Eine Ökonometrische Analyse für Westdeutschland. In: Gahlen, B./Hesse, H./Ramser, H.J. (Hrsg.): Verteilungsprobleme der Gegenwart. Diagnose und Therapie. Tübingen: Mohr Siebeck, S. 47-79.
- Fitzroy, F./Funke, M. (1998): Skills, Wages and Employment in East and West Germany. In: Regional Studies, Vol. 32, Number 5, S. 459-467.
- Freeman, R. (1995): Are your Wages Set in Beijing? In: Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, Number 2, S. 15-32.
- Greene, W. (2003): Econometric Analysis. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall.
- Hamermesh, D. (1993): Labor Demand. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Jerger, J./Spermann, A. (1999): Ist ein Wohlfahrtsstaat ohne Armutsfalle möglich? In: WiSt, 28. Jahrgang, Heft 7, S. 349 – 355.
- Kaltenborn, B. (2003): Kombilöhne: Stand und Perspektiven. In: Jahn, E./Wiedemann, E. (Hrsg.): Beschäftigungsförderung im Niedriglohnsektor. Beiträge aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nr. 271. Nürnberg, S. 81-90.
- Kleinert, J./Schimmelpfennig, A./Schrader, K./Stehn, J. (2000): Globalisierung, Strukturwandel und Beschäftigung. Kieler Studien, 308.
- Kölling, A. (2000): The IAB-Establishment Panel. In: Schmolters Jahrbuch, Heft 120, Nummer 3, S. 291 – 300.
- Kölling, A./Schank, T. (2002): Skill-Biased Technological Change, International Trade and the Wage Structure. DP. Nr. 14, Friedrich-Alexander-Universität Erlangen Nürnberg, Lehrstuhl für Arbeitsmarktökonomik, Nürnberg, September 2002.
- Krugman, P. (1994): Past and Prospective Causes of High Unemployment. In: Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, Vol. 79, Number 4, S. 23-43.
- Machin, S./Van Reenen, J. (1998): Technology and Changes in Skill Structure: Evidence from Seven OECD Countries. In: The Quarterly Journal of Economics, 113(4), S. 1215-1244.
- Pfeiffer, F./Falk, M. (1999): Der Faktor Humankapital in der Volkswirtschaft – Berufliche Spezialisierung und Technologische Leistungsfähigkeit. Baden-Baden: Nomos.
- Reinberg, A./Hummel, M. (2002): Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquoten – Reale Entwicklung oder Statistisches Artefakt? IAB Werkstattbericht, Ausgabe Nr. 4.
- Reinberg, A./Walwei, U. (2000): Qualifizierungspotentiale von „Nicht-formal Qualifizierten“. IAB Werkstattbericht, Ausgabe Nr. 10.
- Rudolph, H./Schröder, E. (1997): Arbeitnehmerüberlassung: Trends und Einsatzlogik. In: MittAB, Jg. 30, Heft 1, S. 102-126.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1999): Wirtschaftspolitik unter Reformdruck. Jahresgutachten 1999/2000. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2001): Für Stetigkeit – Gegen Aktivismus. Jahresgutachten 2001/2002. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Wooldridge, J. (2002): Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. Cambridge, Massachusetts u.a.: MIT Press.