

# Regionale Beschäftigungsentwicklung und regionaler Lohn in Ostdeutschland

Uwe Blien, Anette Haas, Katja Wolf\*

In dem Aufsatz werden die Wirkungen regionaler Lohnunterschiede auf die Beschäftigungsentwicklung in Ostdeutschland untersucht. Dazu wird eine Modellvorstellung kurz entwickelt, die vor allem auf unterschiedliche Marktkonstellationen einzelner Wirtschaftszweige abzielt. Als empirischer Ansatz wird eine Shift-Share Regression verwendet, die erlaubt, regionale Lohnunterschiede auf die Entwicklung einzelner Wirtschaftszweige zu beziehen. Tatsächlich zeigen sich mit Daten der Beschäftigtenstatistik gegensätzliche Effekte des regionalen Lohnniveaus. Ebenfalls getestet werden die Einflüsse der regionalen Lohnentwicklung, die jedoch einheitlicher ausfallen.

## Gliederung

- 1 Einführung
- 2 Hintergrund und Motivation
- 3 Eine modelltheoretische Erklärungsskizze
- 4 Shift-Share Regressionen als Basis der flächendeckenden Analyse
- 5 Vorgeschaltete Analyse des Lohnniveaus
- 6 Datenbasis und Operationalisierung
- 7 Ergebnisse
- 8 Schlussfolgerungen
- Literaturverzeichnis

## 1 Einführung

Der Zusammenhang von Lohnhöhe und Beschäftigung gehört zu den kontroversesten Themen der Wirtschaftspolitik. Über die Lohnhöhe wird die Verteilung des gesamtwirtschaftlichen Produkts auch auf die Kapitalbesitzer mindestens mit entschieden und wiederum die Beschäftigung beeinflusst. Die Höhe des Lohns ist demgemäß Gegenstand von Tarifkonflikten, die sich in der öffentlichen und der wissenschaftlichen Diskussion spiegeln. Zudem ist die Dynamik und der Zusammenhang von Lohnhöhe und Beschäftigung wichtig für die Entwicklung einer Volkswirtschaft. Im vorliegenden Beitrag wird mit wissenschaftlichen Methoden untersucht, wie sich das Niveau und die Entwicklung der regionalen Löh-

ne auf das regionale Beschäftigungswachstum in der Sondersituation Ostdeutschlands auswirken.

Die meisten Ansätze der ökonomischen Theorie erwarten aus der Nachfrageperspektive negative Auswirkungen von hohen Löhnen auf die Beschäftigung. Es gibt aber auch konkurrierende Arbeiten, die – wenigstens für spezielle Situationen – abweichende Vorstellungen entwickeln. Im Folgenden sollen (in Abschnitt 3) die jeweils möglichen Hypothesen auf der Grundlage eines einfachen Modells formuliert und anschließend getestet werden. Die umfassende Datenbasis des IAB ermöglicht eine aussagefähige empirische Analyse selbst auf kleinräumiger Ebene.

Für diesen empirischen Teil wird ein neuer methodischer Ansatz verwendet, der sich der Fragestellung als adäquat erweist und bessere Ergebnisse ermöglicht als Regionenpanels der üblichen Art. Der Ansatz basiert auf einer regressionsanalytischen Erweiterung der in der Regionalökonomie bekannten Shift-Share Analyse (Darstellung in Abschnitt 4). Als erklärende Variable findet dabei aber nicht das regionale Lohnniveau Verwendung, sondern das

\* PD Dr. Uwe Blien ist Leiter des Forschungsbereichs „Regionale Arbeitsmärkte“. Anette Haas und Katja Wolf sind wiss. Mitarbeiterinnen in diesem Bereich. Der Beitrag entstand im Rahmen des Projekts „Entwicklung der ostdeutschen Regionen“ (ENDOR-Projekt) und liegt in der alleinigen Verantwortung der AutorInnen. Er wurde im September 03 eingereicht und nach der Begutachtung und einer Revision im Februar 04 zur Veröffentlichung angenommen. Melanie Stamm (IAB) sei für die Bereitstellung der Datenbasis aus dem Jahreszeitraummateriel der Beschäftigtenstatistik gedankt, Jens Südekum (früher IAB, jetzt Universität Konstanz) und einem anonymen Gutachter für wichtige Anregungen zu einer früheren Fassung des Textes.

in einem ersten Schritt um die Zusammensetzung der lokalen Ökonomie bereinigte Lohnniveau (Abschnitt 5). Daten und Definitionen (Abschnitt 6) werden vor den eigentlichen empirischen Analysen beschrieben (Abschnitt 7). Wir beginnen zunächst mit einigen deskriptiven Darstellungen (Abschnitt 2), die gleichzeitig die Motivation unserer Untersuchung noch einmal verdeutlichen.

## 2 Hintergrund und Motivation

Mehr als zehn Jahre nach der Wiedervereinigung herrscht im Hinblick auf wichtige Indikatoren ökonomischer Leistungskraft immer noch eine große Diskrepanz zwischen den östlichen und westlichen Landesteilen der Bundesrepublik Deutschland. Der Aufholprozess, der zu Beginn der 90er Jahre mit vielen Hoffnungen gestartet worden war, schwächte sich bereits Mitte der 90er Jahre wieder ab, bzw. kam zum Teil ganz zum Stillstand.

Besonders deutlich zeigen sich die damit verbundenen Probleme auf dem Arbeitsmarkt. Die saisonbereinigte Arbeitslosenquote ist im Juli 2003 im Osten mit 20,3% mehr als doppelt so hoch wie im Westen mit 9,8% (bezogen auf die abhängigen Erwerbspersonen). Die Gründe für diese dramatische Situation auf dem ostdeutschen Arbeitsmarkt sind vielfältig. Zum einen ist natürlich der aktuelle Konjunkturteinbruch zu nennen, dessen negative Auswirkungen auch in Ostdeutschland zu verspüren sind. Hinzu kommen aber noch eine Vielzahl von speziell ostdeutschen Problemen. An erster Stelle ist die immer noch zu niedrige Produktivität zu nennen (vgl. Ragnitz 2001 et al.), die nur langsam wächst, u.a. durch den Aufbau eines neuen Kapitalstocks.

Die mit dem Produktivitätsniveau verbundenen negativen Auswirkungen auf die Beschäftigung werden gemäß der Meinung vieler Experten durch die zu Beginn der 90er Jahre realisierten starken Einkommenssteigerungen verschärft (vgl. Burda/Schmidt 1997), die die Produktivitätssteigerungen zunächst bei weitem übertrafen. Im vorlie-

genden Aufsatz soll die regionale Seite der Lohnsteigerungen in ihren Konsequenzen auf die Beschäftigungsentwicklung untersucht werden. Die Argumentation berücksichtigt die zusätzlichen regionalen Nachfrage- und Angebotseffekte, die aufgrund Lohnsteigerungen auftreten können. Ihre Wirkungen auf die Beschäftigtenentwicklung werden spezifisch für einzelne Wirtschaftszweige untersucht.

Die beiden folgenden Tabellen geben einen ersten Eindruck über die untersuchten regionalen Disparitäten der interessierenden Größen Beschäftigungsentwicklung und Lohnniveau. Datengrundlage hierfür ist das Jahreszeitraummaterial der Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit, das in Abschnitt 6 näher erläutert wird. Die Tabelle 1 zeigt überblicksartig die heterogene Beschäftigungsentwicklung u.a. für Extremfälle der 112 Landkreise und kreisfreien Städte in Ostdeutschland (ohne Berlin). Die Entwicklung bezieht sich jeweils auf die Betrachtung am Arbeitsort zum Stichtag 30.06. eines Jahres, wobei z. B. die Entwicklung vom 30.06.93 bis 30.06.94 im Folgenden als Beschäftigungsentwicklung 1994 bezeichnet wird.

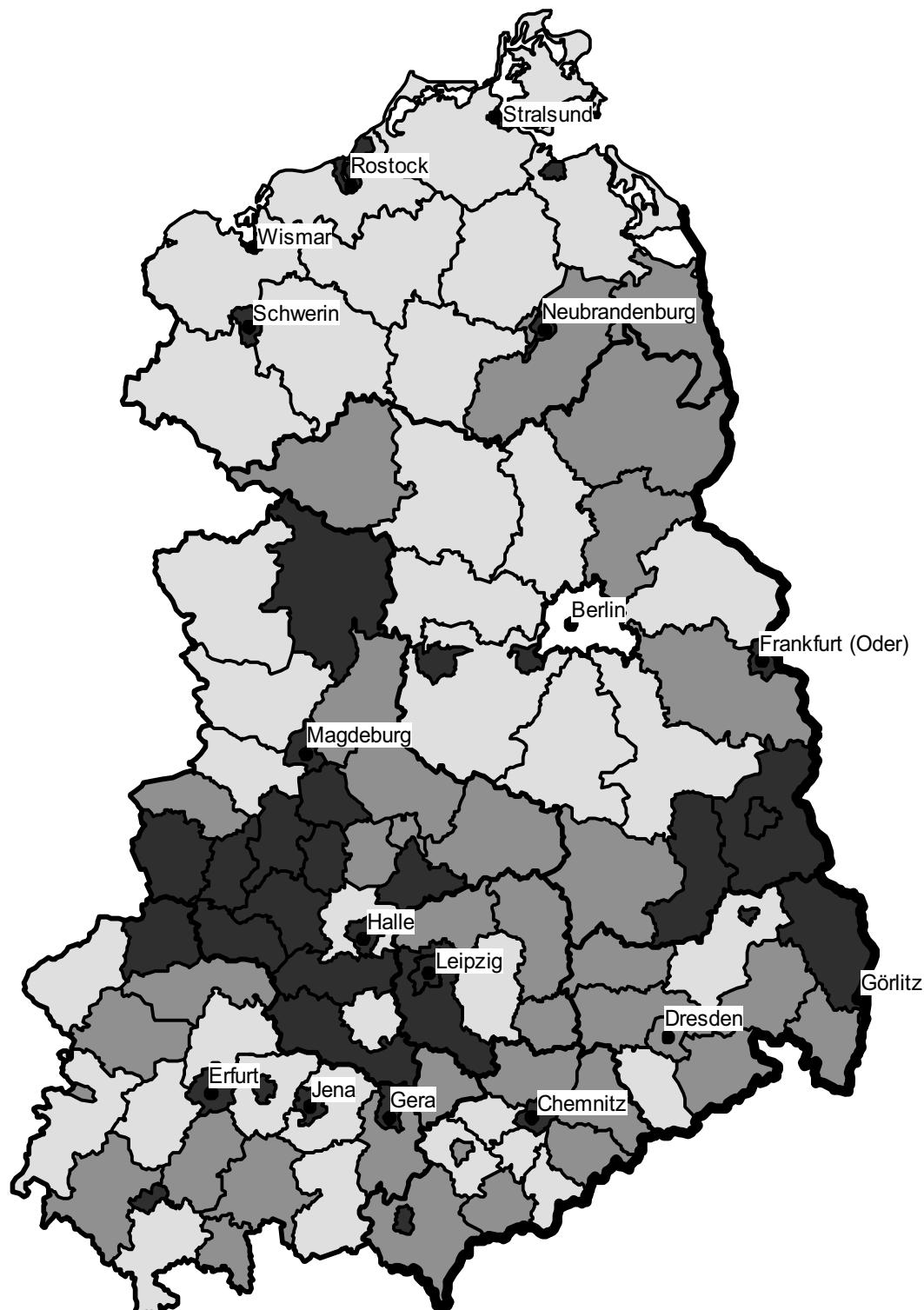
Von 1993 bis 2000 nimmt die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in Ostdeutschland um 12% ab. Die Spannweite der jährlichen regionalen Beschäftigungsentwicklung veranschaulicht gut, warum es notwendig ist, Ostdeutschland regional differenziert zu betrachten. Der regionale Spitzensreiter im negativen Sinn ist der Kreis Bitterfeld mit einem Rückgang der Beschäftigung im Analysezeitraum um 40%, d.h. um 15.115 Beschäftigte. Eine „Erfolgsregion“ ist dagegen in der direkten Nachbarschaft von Bitterfeld zu finden. Im Saalkreis konnte die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung um gut 19% ausgeweitet werden, dies ist die zweithöchste prozentuale Zunahme und entspricht einem Wachstum von 2.725 Beschäftigten. Karte 1 zeigt die regionale Differenzierung der Beschäftigungsentwicklung für den Raum der neuen Bundesländer.

**Tabelle 1: Entwicklung der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung in Ostdeutschland in %**

	Beschäftigungs-entwicklung in Ostdeutschland insgesamt in %	Minimum der reg. Beschäftigungs-entwicklung in %	Maximum der reg. Beschäftigungs-entwicklung in %	Standardabweichung der reg. Beschäftigungsentwicklung
1994	– 3,07	– 9,53	– 2,53	4,96
1995	– 0,86	– 8,96	0,01	4,89
1996	– 2,65	– 14,46	– 1,22	4,04
1997	– 2,59	– 17,28	0,41	3,22
1998	– 0,69	– 19,78	2,47	4,18
1999	– 0,57	– 14,68	1,88	4,74
2000	– 2,40	– 3,14	2,07	2,69
1993/00	– 12,18	– 40,07	25,26	13,18

Quelle: Eigene Darstellung nach dem Jahreszeitraummaterial der Beschäftigtenstatistik der BA, bereitgestellt in PALLAS-Reg, dem IT System des IAB

Karte 1: Beschäftigtenentwicklung 1993/2000



■ von -40.1% bis -20.9% (37 Kreise)  
■ von -20.9% bis -10.5% (38 Kreise)  
■ von -10.5% bis 25.3% (37 Kreise)

Mittelwert: -15.6%; Standardabweichung: 13.2%

**Tabelle 2: Niveau und Entwicklung der durchschnittlichen Löhne in ostdeutschen Regionen (ohne Auszubildende)**

	Nominales Pro-Kopf-Einkommen in Ostdeutschland (in DM)	Deflationiertes Pro-Kopf-Einkommen in Ostdeutschland (in DM)	Minimum des regionalen Durchschnittseinkommens (in DM)	Maximum des regionalen Durchschnittseinkommens (in DM)	Reg. Minimum der Einkommensveränderung in %	Reg. Maximum der Einkommensveränderung in %
1993	98,54	98,54	84,28	110,21		
1994	105,51	101,85	89,61	119,35	-9,53	2,53
1995	111,86	105,93	93,60	128,76	-8,96	2,03
1996	115,12	106,99	96,65	133,24	-14,46	1,22
1997	117,08	106,44	96,85	136,19	-17,28	0,41
1998	118,82	106,85	98,67	138,74	-19,78	2,47
1999	120,32	107,81	100,13	142,13	-14,68	1,88
2000	121,60	107,14	99,99	143,69	-3,14	2,07
93/00				11,47		25,02

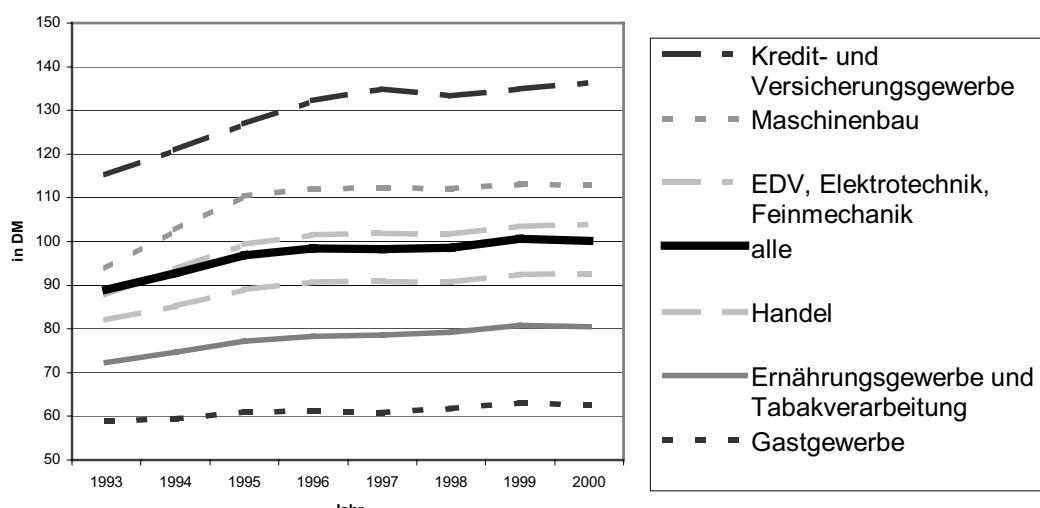
Quelle: Eigene Darstellung nach dem Jahreszeitraummaterial der Beschäftigtenstatistik der BA, bereitgestellt in PALLAS-Reg

Die kleinräumigen Unterschiede bei Lohnniveau und Lohnentwicklung zeigt Tabelle 2. Die Lohnangaben werden als Bruttoentgelt pro Kalendertag dargestellt. Erneut zeigt sich eine erhebliche Differenzierung der Strukturen.

Die Entwicklung der branchenspezifischen Löhne kann aus der Abbildung 1 entnommen werden. Der Einkommensabstand zwischen Ost- und Westdeutschland hat sich seit der Vereinigung verringert, nach den scharfen Anstiegen unmittelbar im Gefolge der deutschen Vereinigung mit moderaten Raten bis Mitte der neunziger Jahre. Von da ab ist Stagnation zu verzeichnen. Im Jahr 1998 kam es in 62 der 112 ostdeutschen Regionen zu einer Verringerung des Pro-Kopf-Einkommens.

Die Deskription der Entwicklung in Ostdeutschland zeigt einige gemeinsame Grundtendenzen wie auch eine erhebliche regionale Differenzierung, die es lohnt, eine eigene Untersuchung zu beginnen. Betrachtet man Regionen in der für die Regionalforschung des IAB typischen Weise als kleine, sehr offene eigenständige Ökonomien, hat man die Chance, allgemein zu neuen Erkenntnissen über den Zusammenhang von Löhnen und Beschäftigung zu gelangen. Allerdings muss man sich darüber klar sein, dass in Ostdeutschland nach der Vereinigung eine Sonder situation herrscht, die ebenfalls bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigen ist. Bevor die empirische Untersuchung beginnen kann, sind allerdings einige theoretische Grundlagen wenigstens kurz zu diskutieren.

**Abbildung 1: Deflationiertes kalendertägliches Vollzeiteinkommen in einigen ausgewählten Wirtschaftszweigen 1993–2000**



### 3 Eine modelltheoretische Erklärungsskizze

Die verbreitetste Hypothese zu den Wirkungen von hohen Löhnen auf die Beschäftigungsentwicklung stützt sich auf folgendes Substitutionsargument: Steigen die Löhne, lohnt es sich für die Firmen, die Beschäftigung zu reduzieren, indem sie Arbeitskräfte durch Maschinen etc. ersetzen. Das Argument basiert auf der theoretischen Vorstellung einer neoklassischen Produktionsfunktion, in der Arbeit und Kapital substitutiv eingesetzt werden können. Darüber hinaus gibt es einen zweiten Effekt, der in die gleiche Richtung wirkt: Selbst wenn Arbeit nicht durch Kapital ersetzt wird, verteuernt Lohnsteigerungen das Produkt. Dadurch wird im Normalfall die Nachfrage sinken und Produktion und Beschäftigung negativ betroffen. All dies ist in Standardmodellen darstellbar, wohl bekannt und Teil des makroökonomischen Mainstreams der letzten Jahre (Layard/Nickell/Jackman 1991, Franz 2003). Insbesondere von Siebert (1994) wurde ein inverser Zusammenhang von Beschäftigung und Löhnen betont und gerade auf Regionen bezogen.

Kann es auch Effekte höherer Löhne geben, die in die umgekehrte Richtung, d.h. hin auf mehr Beschäftigung, wirken? Ein weniger in der wissenschaftlichen (vgl. jedoch Flassbeck 2000) als in der wirtschaftspolitischen Diskussion genanntes Argument betrifft den Kaufkrafteffekt des Lohnes. Arbeitskräfte haben eine hohe Konsumneigung und werden bei nicht ausgelasteten Kapazitäten dazu beitragen, die Nachfrage zu erhöhen. Das Argument ist bei Keynes oder im Standardkeynesianismus nicht zu finden, durch die Betonung der Nachfrageseite beruft es sich aber auf keynesianische Ideen (vgl. die Diskussion bei Jerger/Landmann 2002 sowie das Modell von Jerger/Michaelis 2003, wo ein kaldarianischer Ansatz entwickelt wird, um gegensätzliche Lohneffekte unterscheiden zu können).

Darüber hinaus gibt es eine mikroanalytische Begründung für positive Effekte von Löhnen auf das Arbeitsangebot. Bei der individuellen Entscheidung über das Arbeitsangebot führt ein höherer Lohn ceteris paribus zu einer Ausweitung: Im regionalen Kontext bedeutet dies, dass Arbeitskräfte einen Anreiz haben, in Hochlohnregionen zu wandern, falls sie über entsprechende offene Stellen informiert und die Mobilitätskosten nicht zu hoch sind. Dies impliziert ein regionales Beschäftigungswachstum, sofern das Arbeitsangebot die limitierende Seite auf dem Markt ist. Diese Voraussetzung ist unter den Bedingungen hoher Arbeitslosenquoten in Ostdeutschland allerdings zumeist nicht gegeben.

Es ist offensichtlich, dass nur im Grenzfall eine Wirkung der beschriebenen Art eintreten wird. Steigern hohe Löhne die Produktionskosten über das Marktpreisniveau hinaus, wird die Produktion und die Beschäftigung gegen Null gehen, egal wie stark die zusätzlich induzierte Nachfrage auch sein wird. In Ostdeutschland war nach den schnellen Lohnsteigerungen im Gefolge der Vereinigung eine solche Situation gegeben. Da die Lohnstückkosten temporär ungefähr doppelt so hoch waren wie in Westdeutschland (Hoffmann 1993) wurde in Ostdeutschland nur noch produziert, wenn der Kostennachteil durch Sub-

ventionen ausgeglichen wurde. Die Arbeitslosigkeit stieg auf enorme Höhen, die bis heute nur wenig abgebaut werden konnten. Nach Rechnungen des IWH auf der Grundlagen von Daten des Arbeitskreis „VGR der Länder“ betrug 1999 im Osten die Produktivität pro Erwerbstätigen 66,2% des Westens (Ragnitz et al. 2001: 30). Auch heute noch ist die Produktivitäts-/Lohnrelation im Osten deutlich ungünstiger als im Westen.

Generell wird der Kostenaspekt des Lohnes um so eher dominieren, je kleiner die geografische Einheit ist, in der das betreffende Lohnniveau gilt, da dann um so eher Konkurrenten aus anderen Marktgebieten auftreten werden. Umgekehrt ist natürlich relevant, inwieweit solche Konkurrenten aus anderen geografischen Räumen zu den „heimischen“ Firmen hinzutreten können. Diese Zusammenhänge sollen im Folgenden an einem einfachen Modell demonstriert werden, das eine regionalisierte Fassung der makroökonomischen Arbeit von Appelbaum & Schettkat (1993, vgl. Schettkat 1997, Möller 2001, Erweiterungen in Blien/Maierhofer/Vollkommer/Wolf 2003, Kapitel 2) ist. Es stellt vor allem auf eine Differenzierung von Branchen ab, die im vorliegenden Zusammenhang besonders wichtig ist, da Regionen spezialisiert sind. Das einfache Modell erlaubt, bestimmte grundlegende Folgerungen für die Wirkungen von regionalen Löhnen auf die Beschäftigungsentwicklung darzulegen. Hier wird zunächst von drei Grundgleichungen ausgegangen:

$$\pi_j = \frac{Q_j}{N_j} \quad (1)$$

$$P_j = \frac{z_j W_j}{\pi_j} \quad (2)$$

$$Q_j = f(P_j, y), \quad \text{mit: } dQ_j/dP_j < 0, \quad dQ_j/dy > 0 \quad (3)$$

Dabei ist (1) eine Definitionsgleichung für die Produktivität  $\pi$  eines Betriebs  $j$ ,  $Q_j$  gibt die Menge des Produkts und  $N_j$  die Beschäftigung an. Die zweite Gleichung ist eine Preissetzungsfunktion mit Zuschlagskalkulation. Der Preis ist  $P_j$ ,  $z$  ein Zuschlagsfaktor, der auch die Kapitalkosten enthält und  $W_j$  der Lohnsatz. Die dritte Gleichung ist schließlich eine mit dem Preis fallende und dem Volksinkommen  $y$  ansteigende Nachfragefunktion. Die hier vorgestellte vereinfachte Modellversion setzt insbesondere voraus, dass das Faktoreinsatzverhältnis  $N/K$  sich nur wenig verändert, dann bleibt der Zuschlagsfaktor  $z$  konstant.

Das Modell geht von unvollständiger Konkurrenz aus. Die einzelnen Firmen haben einen bestimmten Preissetzungsspielraum, sind aber keine Monopolisten, da es andere Firmen gibt, die kein exaktes, aber nahes Substitut für das betreffende Produkt herstellen. Aus den Basisgleichungen folgt für die Wachstumsraten, wenn  $\varepsilon_j$  die Preis- und  $\eta_j$  die Einkommenselastizität der Nachfrage ist:

$$\hat{N}_j = \hat{Q}_j - \hat{\pi}_j \quad (1)'$$

$$\hat{P}_j = \hat{z}_j + \hat{W}_j - \hat{\pi}_j \quad (2)'$$

$$\hat{Q}_j = \eta \cdot \hat{y} - \varepsilon_j \cdot \hat{P}_j \quad (3)'$$

Aus (1)' bis (3)' kann für die Beschäftigungsentwicklung abgeleitet werden, wenn  $\hat{z} = 0$ :

$$\hat{N}_j = \eta_j \hat{y} + (\varepsilon_j - 1) \hat{\pi}_j - \varepsilon_j \hat{W}_j \quad (4)$$

Um zu einer Betrachtung für einzelne Sektoren der Ökonomie übergehen zu können, ist eine Aggregation über alle Betriebe  $j$  des betreffenden Wirtschaftszweigs  $i$  in der jeweiligen Region  $r$  erforderlich. Dazu nehmen wir im Folgenden an, dass alle Firmen einer Branche  $i$  identisch sind.:

$$\hat{N}_{ir} = \eta_{ir} \hat{y} + (\varepsilon_{ir} - 1) \hat{\pi}_{ir} - \varepsilon_{ir} \hat{W}_{ir} \quad (5)$$

Bei der Aggregation ist ein Mehrebenenproblem zu berücksichtigen: Man kann zwar annehmen, dass sich die Nachfrageelastizitäten über alle Betriebe eines Sektors im Sinne einer gewichteten Durchschnittsbildung ermitteln lassen. Gleichwohl ist die Elastizität auf der Sektorebene von anderer Natur als auf der Ebene einer Wirtschaftseinheit. Für den einzelnen Betrieb, der kein Monopolist oder Oligopolist in einem Kartell ist, erscheint das Verhalten der anderen Betriebe als gegeben. Senkt er den Preis, kann es sein, dass die Nachfrage nach seinen Produkten sehr stark steigt, weil andere Betriebe, die den Preis konstant halten, verdrängt werden. Senken jedoch alle Betriebe den Preis, verändert sich die abgesetzte Menge vielleicht nur wenig.

Aus der mikroökonomischen Theorie ist bekannt, dass unter den Bedingungen monopolistischer Konkurrenz einzelne Firmen bei gewinnmaximalem Verhalten ihre Produkte nur im elastischen Bereich der Nachfrage anbieten werden. Nach der beschriebenen Aggregation über einzelne Firmen ist eine solche Aussage für Aggregate  $i$  nicht mehr möglich, da die sektorspezifische Elastizität  $\varepsilon_{ir}$  auch kleiner als Eins sein kann.

Betrachten wir kurz die Folgen von technischem Fortschritt. Das Modell lässt nur Hicks-neutralen technischen Fortschritt zu. Von der Substitution zwischen Kapital und Arbeit wird abstrahiert, da deren Konsequenzen als bekannt angesehen werden. Hicks-neutraler technischer Fortschritt ist so definiert, dass das Einsatzverhältnis der Produktionsfaktoren konstant bleibt, in diesem Fall ist schlicht  $\hat{\pi}_j > 0$ . Als Konsequenz treten Freisetzungen von Arbeitskräften auf, wenn die Güternachfrage inelastisch ist (d.h.  $\varepsilon_{ir} < 1$ ), bei elastischer Nachfrage ( $\varepsilon_{ir} > 1$ ) hingegen wächst die Beschäftigung. Dies ist direkt aus (5) abzulesen.

Lohnsteigerungen führen nach (5) im realistischen Wertebereich für die Nachfrageelastizität (d.h. für  $\varepsilon_{ir} > 0$ ) zu fallender Beschäftigung. Der Effekt ist umso stärker, je elastischer die Nachfrage ist. Wenn man annimmt, dass der Lohn über alle Branchen einer Region gleich ist, kann man die regionale Beschäftigung unter diesem Einfluss darstellen. Allerdings enthält (5) noch einen weiteren Term, der u.U. von  $W_r$  abhängt, dies ist die Entwicklung des Volkseinkommens  $y$ . Ist das Absatzgebiet einer Branche die Nation (von internationalen Verflechtungen abstrahieren wir) wird die Veränderung des regionalen Lohns auf das nationale Volkseinkommen vernachlässigt

bar sein. Im entgegengesetzten Fall ist das Absatzgebiet der betreffenden Branche ausschließlich die eigene Region. Man kann dann sogar annehmen, dass  $y_r = W_r$ , d.h. dass die Gewinne in der Region  $r$  Null sind. In diesem Fall wird (5) zu

$$\hat{N}_{ir} = (\varepsilon_{ir} - 1) \hat{\pi}_{ir} - (\varepsilon_{ir} - \eta_{ir}) \hat{W}_{ir} \quad (6)$$

Ein positiver Effekt von Lohnsteigerungen auf die Beschäftigung hängt dann davon ab, dass  $\eta_{ir} > \varepsilon_{ir}$  gilt, d.h. dass die Einkommenselastizität größer ist als die Nachfrageelastizität. In diesem Fall hat der höhere Lohn zwar eine direkte Verteuerung des Produktes zur Folge, die die Nachfrage schrumpfen lässt. Größer ist jedoch der Effekt auf die Gesamtnachfrage, der mit dem zusätzlichen Einkommen aus der Lohnerhöhung verbunden ist. Das Modell zeigt, dass unter der genannten Bedingung tatsächlich eine Steigerung des regionalen Lohnniveaus mit Beschäftigungswachsen verknüpft sein wird.

Die beschriebene Situation lässt sich potenziell mit den Ansätzen der New Economic Geography (Krugman 1991, vgl. Fujita/Krugman/Venables 1999) verbinden. Dort ist die Entwicklung einer Region unter anderem von ihrem Marktpotenzial abhängig, d.h. es ist die Kaufkraft maßgeblich, die sich in dem Einzugsbereich der Region befindet. Allerdings ist klar, dass die Integration der Ansätze noch zu leisten wäre, da die New Economic Geography von Vollbeschäftigungssituationen ausgeht (vgl. jedoch Südekum 2003).

Ein direkter Test des bisher dargelegten Ansatzes ist nicht möglich, da Informationen zu regionalen und nach Branchen differenzierten Elastizitäten fehlen. Immerhin gibt es empirische Untersuchungen zur Entwicklung in Nationen (Möller 2001), die deutliche Belege für seine Relevanz bieten. Auf jeden Fall können aus dem Ansatz Folgerungen für die Anlage der empirischen regionalen Untersuchung abgeleitet werden, die im folgenden Abschnitt dargelegt werden.

Schließlich sei ergänzend zu der Modellskizze noch angeführt, dass neben der Wachstumsrate des Lohns auch das Lohnniveau für die Beschäftigungsentwicklung relevant ist. Diese Überlegung kann zum Beispiel auf die Neugründung und den Zustrom von Betrieben in einer Region aufbauen (vgl. Blien/Maierhofer/Vollkommer/Wolf 2003, Kapitel 2). Solche Neugründungen werden Arbeitsplätze schaffen, deshalb ist ein positiver Effekt auf das regionale Beschäftigungswachstum zu erwarten. Andererseits werden für Neugründungen ebenfalls die Kosten für Arbeitskräfte maßgeblich sein, weshalb im Regelfall gelten wird:

$$\hat{N}_{ir} = \phi(W_{ir}) \text{ mit } \phi' < 0 \quad (7)$$

Erneut kann jedoch im Grenzfall bei Produktion für den lokalen Markt u.U. das umgekehrte Vorzeichen für die Wirkung des Lohnniveaus erwartet werden. Aus diesen Gründen empfiehlt es sich, nicht nur die Wirkung der Lohnentwicklung, sondern auch des Lohnniveaus auf die Beschäftigungsentwicklung empirisch zu testen.

## 4 Shift-Share Regressionen als Basis der flächen-deckenden Analyse

Aus den im vorstehenden Abschnitt erläuterten theoretischen Überlegungen kann der starke Hinweis entnommen werden, bei der Analyse des Zusammenhangs der regionalen Beschäftigung mit dem regionalen Lohnniveau nach Wirtschaftszweigen getrennt vorzugehen. Solch eine differenzierte Vorgehensweise bietet ein empirischer Ansatz, der im Rahmen des ENDOR-Projekts<sup>1</sup> („Entwicklung der ostdeutschen Regionen“) des IAB entwickelt wurde. Er basiert auf der regressionsanalytischen Shift-Share Analyse, die wiederum eine Alternative zur üblichen deterministischen Shift-Share Analyse ist.

Die Shift-Share Analyse stellt seit Beginn der sechziger Jahre ein weit verbreitetes und sehr beliebtes Instrument in der Regionalökonomie dar (siehe Dunn 1960, Schönebeck 1996, Erweiterungen Haynes/Dinc 1997). Die regionale Beschäftigungsentwicklung wird vor dem Hintergrund der Entwicklung in einem übergeordneten Referenzraum betrachtet. Unterschiede zwischen den Regionen werden vor allem auf Abweichungen in der regionalen Branchenstruktur zurückgeführt, d.h. es wird ein enger Zusammenhang zwischen der regionalen Wirtschaftsstruktur und der regionalen Beschäftigungsentwicklung angenommen. Die Beschäftigungsentwicklung einer Branche in einer Region als zu erklärende Variable wird zerlegt in einen Periodeneffekt, einen Brancheneffekt und einen Standorteffekt, der sich lediglich als Restgröße ergibt.

Aufgrund der vielfach formulierten Kritik an dieser konventionellen Shift-Share Analyse (siehe z.B. Knudsen/Barff 1991) wurde von Patterson (1991) ein regressionsanalytisches Äquivalent der klassischen Shift-Share Analyse formuliert, das in erweiterter Form die Basis für die hier vorgenommenen Analysen darstellt.<sup>2</sup> Im Unterschied zur deterministischen Analyse wird zusätzlich ein Störterm berücksichtigt, der sämtliche Zufallseinflüsse umfasst. Diese werden somit nicht mehr zwangsläufig als Restgröße dem Standorteffekt zugeordnet. Die Annahme eines bestimmten Verteilungsmodells für die Störgröße (meist Normalverteilung) erlaubt es in der Folge, auch Hypothesentests bezüglich der Signifikanz der einzelnen Effekte durchzuführen.

Ein weiterer Vorteil des regressionsanalytischen Ansatzes liegt in der Möglichkeit, aus theoretischen Gründen für wichtig befundene, metrische oder kategoriale exogene Variablen zu berücksichtigen. Aus diesem Grund haben wir den Ansatz an anderer Stelle als neues „Arbeitspferd“ für die Regionalforschung empfohlen (Blien/Wolf 2002). Für eine ausführliche Darstellung der konventionellen Shift-Share Analyse und des regressionsanalytischen Analogons siehe Wolf (2002). Das vor dem Hintergrund dieser Überlegungen vollständig spezifizierte Modell für die flächendeckenden Analysen hat folgende Gestalt:

$$\hat{N}_{irt} = \sum_{j=1}^3 \beta_j^Q Q_{jirt} + \sum_{z=1}^3 \beta_z^B B_{zirt} + \sum_{m=1}^{27} \beta_m^W X_m \hat{W}_{r(t-1)} + \alpha_i + \lambda_t + \delta_y + \kappa_r + \mu_i (a_{ir,0} - a_{i,0}) + \omega_{irt} \quad (8)$$

mit:

$$\hat{N}_{rt} = \frac{N_{rt} - N_{r(t-1)}}{N_{r(t-1)}} : \text{Beschäftigungsentwicklung der Region r}$$

$\beta^0$ : Regressionskonstante

$\beta_z$ : Regressionskoeffizient der z-ten Variablen

$Q_{sir(t-1)}$ : Anteil der Beschäftigten einer bestimmten Qualifikationsstufe s

$B_{sir(t-1)}$ : Anteil der Beschäftigten, die in Betrieben einer bestimmten Größenklasse s arbeiten

$X_i$ : eine Interaktionsvariable, die eins ist im Wirtschaftszweig i, und Null sonst

$\hat{W}_{r(t-1)}$ : das Lohnniveau in Region r, bereinigt um den Effekt zahlreicher Strukturvariablen (vgl. die Darstellung in Abschnitt 5).

$\alpha_i$ : Effekt des i-ten Wirtschaftszweig ( $i = 1, \dots, I$ )

$\lambda_t$ : Periodeneffekt zum Zeitpunkt t ( $t = 1, \dots, T$ )

$\kappa_r$ : Effekt der Region r ( $r = 1, \dots, R$ )

$\mu_i$ : Parameter für die Strukturanpassung für Wirtschaftszweig i („Konzentrationseffekt“, vgl. Möller/Tassinopoulos 2000)

$a_{ir,0}$ : der Anteil der Beschäftigten des i-ten Wirtschaftszweigs in r zum Ausgangsjahr 93

$a_{i,0}$ : der Anteil der Gesamtbeschäftigung des i-ten Wirtschaftszweigs zum Ausgangsjahr

$\delta_y$ : Effekt des Gebietstyps y

$\omega_{irt}$ : Störterm

Dabei wird angenommen, dass sich die Wirkungen unterschiedlicher Konstellationen von Produktivitätsentwicklung und Nachfrageelastizitäten in den Effekten der Wirtschaftszweige  $\alpha_i$  niederschlagen. Dies ist insbesondere wichtig, um den Einfluss des Lohns von Produktivitätseffekten zu separieren.

Neben den bisher diskutierten Variablen wurden einige zusätzliche Kontrollvariablen (Qualifikationsstruktur etc.) einbezogen, die sich bei vergangenen Untersuchungen der regionalen Beschäftigungsentwicklung als wichtig erwiesen haben. Für die Begründungen sei auf Blien/Maierhofer/Vollkommer/Wolf (2003) verwiesen.

<sup>1</sup> Im ENDOR-Projekt wurde die Entwicklung der Regionen Ostdeutschlands in der Phase von 1993 bis 1999 detailliert analysiert mit dem Ziel, Ursachen für die unterschiedlichen Entwicklungspfade herauszuarbeiten. Der gesamte Projektbericht ist in der Reihe Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung als Nummer 267 unter dem Titel „Die Entwicklung der ostdeutschen Regionen“ erschienen (Herausgeber: Blien).

<sup>2</sup> Eine etwas andere Strategie, Shift-Share-Elemente und Regressionsanalyse zu verbinden, findet sich in Büttner (1999: 72 ff.). Dabei wird die gesamtwirtschaftliche Entwicklung z.B. des Verarbeitenden Gewerbes als exogene Variable aufgenommen, um die Entwicklung des regionalen Verarbeitenden Gewerbes zu erklären.

Bezüglich der Schätzung obigen Modells ist zunächst zu beachten, dass es sich bei der endogenen Variable um eine Wachstumsrate handelt. Da aus diesem Grund modellinhärente Heteroskedastie entsteht, erfolgt eine gewichtete Kleinst-Quadrat-Schätzung, wobei als Gewichte in Anlehnung an Möller/Tassinopoulos (2000) der Anteil  $\omega_{irt}$  eines Wirtschaftszweigs  $i$  in einer Region  $r$  an der Gesamtbeschäftigung in Ostdeutschland im Jahr verwendet wird. Auf diese Weise lässt sich auch das inhaltliche Problem lösen, dass der Durchschnitt einer Wachstumsrate nicht den Wert für das Wachstum der übergeordneten Einheit ergibt.

Die zweite methodische Besonderheit liegt in der Behandlung der Dummy-Variablen. Anstatt wie gewöhnlich für jede Gruppe von Dummy-Variablen eine als Basiskategorie aus der Analyse auszuschließen, wird eine Schätzung unter identifizierenden Restriktionen durchgeführt. Die Summe der gewichteten Effekte wird hierzu jeweils auf Null gesetzt, wobei als Gewichte hierbei die Anteile in der Mitte des Beobachtungszeitraums, d.h. im Jahr 1996, dienen. Die Nebenbedingung für die Wirtschaftszweigdummymys lautet

$$\sum_{r=1}^{112} \sum_{i=1}^{27} w_{ir} \alpha_r = 0$$

Um die Effekte der neun siedlungsstrukturellen Kreistypen von denen der Kreisdummymys zu trennen, sind ebenfalls Restriktionen notwendig:

$$\sum_{r=1}^{112} \sum_{i=1}^{27} \tau_j w_{ir} \kappa_r = 0 \text{ wobei } \tau_j = 1 \text{ für Kreistyp}_r = y \text{ und } \tau_j = 0$$

$$\text{sonst } \sum_{y=1}^9 w_y \delta_y = 0$$

Vorteil des Verfahrens ist, dass die geschätzten Koeffizienten für Kreistyp- und Branchendummymys direkt als Abweichung vom ostdeutschen Mittelwert interpretiert werden können. Der geschätzte Kreisdummy gibt dann die Abweichung vom dazugehörigen Kreistyp an. Das gleiche Verfahren wird für den Anteil der Beschäftigten in unterschiedlichen Betriebsgrößen und Qualifikationsstufen angewandt.

Es lohnt sich, den hier vorgelegten Schätzansatz mit anderen Analysen der Beschäftigungsentwicklung zu vergleichen. Insbesondere die aktuelle Analyse von Büttner (1999, Kapitel 3.2, theoretische Basis Kapitel 2) ist hierfür relevant. Lässt man bestimmte Unterschiede in der Schätztechnik beiseite, so zeigen sich Gemeinsamkeiten. Auch Büttner geht nach einzelnen Wirtschaftszweigen differenziert vor und nimmt den regionalen Lohn (allerdings in einem einstufigen Ansatz) in die Analyse auf. Die Spezifikation einzelner Variablen ist unterschiedlich, aber die Intention, Agglomerationseffekte zu kontrollieren, die sich im vorliegenden Fall in den Parametern für die Strukturangepassung  $\mu_i$  niederschlagen, ist vergleichbar.

## 5 Vorgeschaltete Analyse des Lohnniveaus

Zentrales Ergebnis der modelltheoretischen Skizze in Abschnitt 3 war, dass aus Gleichung (5) negative Wirkungen von regionalen Lohnsteigerungen auf die Beschäfti-

gungsentwicklung einer Branche abgeleitet werden können. Aus Gleichung (6) folgen unter bestimmten Umständen positive Effekte. Der im ENDOR-Projekt entwickelte regressionsanalytische Shift-Share Ansatz bietet nun genau die Möglichkeit, den Lohn differenziert nach Wirtschaftszweigen in das Modell aufzunehmen und somit eventuell auftretende Unterschiede in Stärke und Richtung des Einflusses des regionalen Lohnniveaus auf die Beschäftigungsentwicklung in verschiedenen Branchen zu identifizieren. Es ist allerdings nicht zielführend, das unbereinigte durchschnittliche regionale Lohnniveau als exogene Variable zur Erklärung der Beschäftigungsentwicklung zu verwenden. Dieses wird von einer Vielzahl von Faktoren beeinflusst, die mit einer regional völlig unterschiedlichen Verteilung der Arbeitskräfte und Arbeitsplätze zu tun haben (vgl. Büttner 1999: 73).

Um eine Variable zu generieren, die bei Kontrolle der Zusammensetzung der regionalen Ökonomie Hoch- und Niedriglohnregionen (hier definiert als Abweichung vom ostdeutschen Durchschnitt) identifiziert wird der eigentlichen Shift-Share Regression deshalb eine Lohnschätzung für jedes betrachtete Jahr vorangestellt. Hierbei fungiert das branchenspezifische Pro-Kopf-Einkommen (Vollzeit-Tageseinkommen ohne Auszubildende) in einer Region als endogene Variable. Zur Abbildung regionaler Nachfrageeffekte wäre es wünschenswert, das vollständige regionale Einkommen, incl. Kapitaleinkommen, Rente und Leistungen aus der Arbeitslosenversicherung abzubilden. Diese Einkommensarten stehen jedoch für den Analysezeitraum und in der notwendigen regionalen Gliederung nicht zur Verfügung. Zudem ist unser Fokus zum Zusammenhang zwischen regionalem Lohneinkommen und Beschäftigung bewusst gewählt.<sup>3</sup> Als exogene Variablen werden in Anlehnung an die klassische Formulierung von Mincer (1974) Humankapitalstruktur, Betriebsgrößenstruktur, durchschnittliches Alter der Beschäftigten, Anteil der männlichen Beschäftigten, Regionstyp, Branchendummymys und Kreisdummymys verwendet.

$$\ln W_{irt} = \beta_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j^Q Q_{jir(t-1)} + \sum_{z=1}^3 \beta_z^B B_{zir(t-1)} + \beta^M M_{irt} + \beta^A A_{irt} + \alpha'_i + \delta'_y + \hat{W}_{rt} + \omega'_{irt} \quad (9)$$

dabei ist  $\ln$ : der natürliche Logarithmus

$W_{irt}$ : mit dem Preisindex für Ostdeutschland deflationiertes Durchschnittseinkommen

$M_{irt}$ : Anteil der Männer an den Beschäftigten

$A_{irt}$ : Durchschnittsalter der Beschäftigten

$\hat{W}_{rt}$ : Regionseffekt, der in die Shift-Share Regression einzuschließen ist.

Die Analyse wurde erneut als restringierte Regression (ohne Gewichtungen) realisiert, um insbesondere den regionalen Effekt zu zentrieren:

<sup>3</sup> Es könnte allenfalls dann ein Problem entstehen, wenn wichtige Kontrollvariablen nicht aufgenommen sind und dies zu einer Fehlspezifikation des Modells führen würde.

$$\sum_{r=1}^{112} w_r \hat{W}_{rt} = 0$$

Der geschätzte Koeffizient der Kreisdummys  $\hat{W}_{rt}$  gibt an, inwieweit der lokale Lohn von dem Niveau abweicht, wie es aufgrund der Beschäftigungsstruktur und dem Gebietstyp zu erwarten ist. Ein negatives Vorzeichen steht für eine im Vergleich zu Ostdeutschland gesehen Niedriglohnregion, ein positives Vorzeichen zeigt eine Hochlohnregion an.

Um zu überprüfen, ob der Effekt des regionalen Lohnniveaus tatsächlich zwischen den Branchen variiert, wird in der Shift-Share Regression zur Erklärung der Beschäftigungsentwicklung für jede Branche ein separater Koeffizient für das regionale Lohnniveau geschätzt. Dies wird durch Verwendung einer Interaktionsvariablen  $Xm$  für den Wirtschaftszweig  $m$  in der Gleichung (8) realisiert. Alternativ wird für das Lohnniveau die Lohnentwicklung verwendet.

An der beschriebenen Verfahrensweise könnte kritisiert werden, dass die Löhne in der Schätzgleichung (8) für die Beschäftigungsentwicklung endogen wären. Ein Vertreter der modernen Ökonometrie, Wooldridge (2001: 89), würde in diesem Fall argumentieren, dass kein Problem besteht, da die Rückwirkung der abhängigen Variablen  $\hat{N}_{irt}$ , die nur einen von 27 Wirtschaftszweigen einer Region repräsentiert, auf das regionale Lohnniveau  $\hat{W}_{rt}$ , das übergreifend über alle Wirtschaftszweige ermittelt wird, vernachlässigbar klein sein wird. Es ist jedoch zu befürchten, dass diese Aussage nicht richtig ist. Das sektorspezifische Wachstum  $\hat{N}_{irt}$  könnte eine gemeinsame Komponente  $\hat{N}_{rt}$  enthalten, die  $\hat{W}_{rt}$  beeinflusst.

Trotzdem ist die Endogenität von  $\hat{W}_{rt}$  im vorliegenden Modell kein Problem. Durch die aus theoretischen Gründen spezifizierte Zeitstruktur bilden Beschäftigungsentwicklung und Löhne ein rekursives System, das etwas vereinfacht folgende Gestalt hat, wenn  $Z$  die einbezogenen Drittvariablen sind:

$$\hat{N}_{irt} = \beta_m^W \hat{W}_{r(t-1)} + \beta^Z Z + \omega_{irt}$$

$$\hat{W}_{rt} = \beta^N \hat{N}_{irt} + \beta^Z Z + \omega'_{irt}$$

Die kausale Wirkungskette ist also:

$$\hat{W}_{r(t-1)} \rightarrow \hat{N}_{irt} \rightarrow \hat{W}_{rt}$$

In diesem Fall ist es erlaubt, die einzelnen Gleichungen durch die Methode der kleinsten Quadrate zu schätzen. Inhaltlich bedeutet die spezifizierte Struktur, dass es einige Zeit dauert, bis ein Beschäftigungseinbruch sich in entsprechenden Lohnveränderungen niederschlägt. Die Beschäftigungsentwicklung braucht per Definitionen Zeit, um überhaupt einzutreten. In der modernen ökonomischen Debatte werden regionale Löhne aus guten Gründen eher auf das Niveau der Arbeitslosigkeit als auf die Beschäftigungsveränderung bezogen. Analysen zur „Lohnkurve“ (vgl. die Aufsätze von Buscher und von Blien, im vorliegenden Heft) für Ostdeutschland ergaben, dass das Lohnniveau nur langsam auf die Arbeitslosigkeit reagiert und dass der Effekt relativ klein ist (Elhorst/Blien/Wolf 2002).

## 6 Datenbasis und Operationalisierung

Zentrale Datenquelle der nachfolgenden Analysen ist die Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit. Diese ist eine registergeführte, kontinuierliche Totalerhebung der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Für jeden Versicherten wird unter seiner Sozialversicherungsnummer ein Konto mit verschiedenen Meldungstypen angelegt. Nach etwa 18 Monaten Wartezeit wird aus den Jahresmeldungen, Abmeldungen und Unterbrechungsmeldungen das so genannte Jahreszeitraummateriale für ein Kalenderjahr erstellt, das für die Analysen verwendet wurde. Die Wartezeit stellt sicher, dass der größte Teil an verspätet eingegangenen Meldungen für den Auswertungszeitraum berücksichtigt werden kann, so dass über 98% der relevanten Meldungen erfasst werden. Dies ist der Unterschied zu der im ENDOR-Projekt verwendeten Quartalsstatistik, die nach nur ca. 9 Monaten zur Verfügung steht und bei der ein größerer Teil der Angaben ergänzt und korrigiert werden muss (dies erfolgt im so genannten „Abschneideverfahren“, vgl. Cramer/Wermter 1988).

Als Information über das Einkommen ist das beitragspflichtige Bruttoentgelt bis zur Beitragsbemessungsgrenze für das sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnis eines Kalenderjahres verfügbar. Die Lohnsumme (einschließlich Zuschläge, Weihnachtsgeld und Urlaubsgeld) wird auf ein durchschnittliches Bruttoentgelt pro Kalendertag umgerechnet. Das Jahreszeitraummateriale hat somit gegenüber den Stichtagsdateien aus der Beschäftigtenstatistik deutliche Vorteile, da die Entgeltinformation repräsentativer für das gesamte Jahr ist.

Neben den Informationen über das Einkommen enthält die Beschäftigtenstatistik eine Reihe weiterer Variablen. Für die vorliegende Untersuchung sind hierbei neben der regionalen Information die Ausbildung, Wirtschaftszweig und Betriebsgröße als Kontrollvariablen von Bedeutung. Der Untersuchungszeitraum umfasst die Jahre 1993 bis 2000, als regionale Einheiten dienen die 112 ostdeutschen Landkreise und kreisfreien Städte (ohne Berlin). Für die sektorale Gliederung werden die Angaben aus der Beschäftigtenstatistik zu insgesamt 27 Wirtschaftszweigen aggregiert. Berlin (gehörte halb zum Westen Deutschlands) und der öffentliche Dienst wurden als untypische Fälle aus der Betrachtung ausgeschlossen. Als maximale Anzahl der Beobachtungen für die Beschäftigtenentwicklung ergibt sich somit:

$$7 \text{ Jahre} * 112 \text{ Kreise} * 27 \text{ Wirtschaftszweige} = 21168.$$

Da einige Kombinationen von Sektor, Region und Zeit<sup>4</sup> nicht besetzt sind, stehen tatsächlich 20309 Beobachtungen zur Verfügung. Die abhängige Variable der Regressionsanalyse ist die Beschäftigtenveränderung, berechnet als jährliche Wachstumsrate pro Region und Wirtschaftszweig, die durch Aggregation über alle Beschäftigten einer Region und einer Branche in einem Jahr gewonnen

<sup>4</sup> Es sind zwar 8 Beobachtungsjahre, aber durch die Berechnung der Beschäftigtenentwicklung (z.B. für 1994, definiert als Veränderung seit 1993) geht ein Beobachtungsjahr „verloren“

**Tabelle 3: Modellspezifikation der Analysen zur Beschäftigungsentwicklung**

**Abhängige Variable**

Jährliche regionale Beschäftigungsentwicklung in einer Region in einem Wirtschaftszweig

**Erklärende Variablen**

*Wirtschaftszweige*

- 27 Kategorien

*Konzentration und Dekonzentration von Wirtschaftszweigen*

- 27 Kategorien

*Regionales Lohnniveau (bereinigt)*

- Deflationiertes Einkommen aus sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung pro Tag

- Wirkung auf einzelne Wirtschaftszweige

*Qualifikationsniveau*

- Jeweils als Abweichung des Anteils an der regionalen Beschäftigung vom Wirtschaftszweigtypischen Wert

- 3 Kategorien

*Betriebsgrößenklasse*

- Jeweils als Anteilswert an der Beschäftigung

- 3 Kategorien

*Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik*

- Jeweils in DM bezogen auf die regionale Beschäftigung

- 2 Kategorien (ABM+SAM, Bildungsmaßnahmen)

*Gebietstyp*

- 9 Kategorien nach Klassifikation BBR (Böltken/Irmens 1997)

*Regionseffekte*

- Für 112 Kreise, nehmen sonst „unerklärte“ Unterschiede zwischen den Regionen auf

*Jahreseffekte*

- Für 7 Jahre, nehmen Unterschiede zwischen den Jahren auf

wurde. Einen Überblick über die verwendeten exogenen Variablen gibt die Tabelle 3.

Die folgenden Ergebnisse geben nur die Effekte des Lohnniveaus wieder. Alle in Tabelle 3 enthaltenen Variablen wurden jedoch kontrolliert. Die dabei erhaltenen Koeffizienten sind aus der Anhangstabelle A1 zu ersehen. Die Ergebnisse paralleler Analysen mit etwas veränderter Datenbasis finden sich in Blien/Maierhofer/Vollkommer/Wolf (2003).

**7 Ergebnisse**

Die Ergebnisse der vorgeschalteten Lohnanalysen entsprechen im Großen und Ganzen den Erwartungen. Das durchschnittliche Pro-Kopf-Einkommen ist umso höher, je kleiner der Anteil der Beschäftigten ohne Berufsausbildung und umso größer der Anteil der Beschäftigten in Großbetrieben ist. Von eigentlichem Interesse sind hier allerdings die regionalen Effekte, die für die einzelnen Landkreise bzw. kreisfreien Städte geschätzt werden. Diese geben an, wie groß die um die Strukturvariablen bereinigten Lohnunterschiede sind.

Welche Auswirkungen hat nun der regionale Lohn auf die Entwicklung der Beschäftigung? Die theoretische Analyse aus Abschnitt 2 zeigte zwei verschiedene Möglichkeiten, den Lohn einzubeziehen – als Niveau und als Entwicklung. Bei ersterem werden als erklärende Variablen die geschätzten Regionsdummys aus der Lohnanalyse verwendet. Die Lohnentwicklung wird als Differenz  $\ln \hat{W}_{rt} - \ln \hat{W}_{r(t-1)}$  in das Modell aufgenommen, was eine Wachstumsrate approximiert.

Für das regionale Lohnniveau ergeben sich die in Tabelle 4 dargestellten Auswirkungen auf die einzelnen Branchen. Ein positiver Koeffizient heißt, dass das regionale Lohnniveau die Entwicklung der Beschäftigung im betreffenden Wirtschaftszweig positiv beeinflusst, ein negativer zeigt ungünstige Effekte an. Die Wirkungen sind zum Teil nicht signifikant, allerdings in einer Situation, in der die Daten die Grundgesamtheit repräsentieren.

Die Tabelle verdeutlicht, dass im Verarbeitenden Gewerbe generell eher negative Wirkungen von höheren Regionallöhnen ausgehen, im Dienstleistungsbereich hingegen eher positive. Diese Struktur war mit einer etwas anderen Datenbasis und einem verkürzten Untersuchungszeitraum auch im ENDOR-Projekt gefunden worden. Sie impliziert, dass für jene Wirtschaftszweige, die wie das Verarbeitende Gewerbe tendenziell der Konkurrenz überregionaler Märkte ausgesetzt sind, überwiegend der Kostenaspekt der Löhne den Ausschlag gibt. Dies bedeutet, dass gerade jene Branchen, für die ein weltweiter Markt und damit ein großes Beschäftigungspotenzial charakteristisch ist, unter dem Einfluss von relativ hohen regionalen Löhnen tendenziell schrumpfen.

Für die Dienstleistungen, die in Ostdeutschland in den 90er Jahren eher für lokale Märkte bestimmt waren, kann der zusätzliche Nachfrageaspekt den Kosteneffekt übertreffen. Wie kann man sich dies anschaulich vorstellen? Nehmen wir einen Einzelhändler, der in einer Region mit relativ hohem Lohnniveau auch relativ hohe Löhne zahlen muss, um gut qualifizierte Arbeitnehmer zu attrahieren. Da dies alle anderen Einzelhändler in der Region auch tun müssen, wird der Kosteneffekt in seiner Wirksamkeit entsprechend reduziert. Es kann sogar sein, dass die Konsumenten mit dem Einkommen überproportional ansteigt. Dies kann sich über eine zusätzliche Nachfrage in höherer Beschäftigung niederschlagen.

Die Ergebnisse der Shift-Share Regressionen mit der Lohnveränderung als exogenen Variablen zeigt Tabelle 5. In diesem Fall ergeben sich gegenüber der Aufnahme des Lohnniveaus abweichende Strukturen. Hier dominieren eher die negativen Wirkungen, d.h. für Gleichung (6)

**Tabelle 4: Auswirkungen des regionalen Lohnniveaus auf das Beschäftigungswachstum einzelner Wirtschaftszweige in der Shift-Share Regression (vgl. Anhangtabelle A1, Modell 1)**

	Effekt Lohnniveau		Effekt Lohnniveau
Land- und Forstwirtschaft	0,3186 **	Bau	0,0634
Energie, Bergbau	0,0667	Handel	0,1012 *
Chemie	– 0,7998 ***	Verkehr- und Nachrichten	0,3722 ***
Gummi und Kunststoff	0,0961	Kredit- und Versicherungsgewerbe	0,2439
Steine und Erde	0,0712	Gastgewerbe	0,0936
Glasgewerbe und Keramik	0,9177 **	Gesundheits- und Sozialwesen	0,1463 **
Metallerzeugung und -verarbeitung	– 0,2584 *	Unternehmensbez. Dienstleistungen	0,3228 ***
Maschinenbau	– 0,0664	Erziehung und Unterricht	0,4646 ***
Fahrzeugbau	– 0,2135	Freizeitbezogene Dienstleistungen	0,4748
Feinmechanik, EDV	0,2131 *	Haushaltsbez. Dienstleistungen	0,0289
Sonst. Konsumgüter	– 0,2554	Weitere gesellschaftsbez. Dienstl.	0,2928 **
Holzgewerbe	– 0,0154		
Papier und Druckgewerbe	– 0,2614		
Leder- und Textilgewerbe	– 0,1034		
Ernährung und Tabak	0,3172 *		

\*\*\* auf dem 1-%, \*\* auf dem 5-%, \* auf dem 10-%-Niveau signifikant. Die in Tabelle 3 enthaltenen Variablen werden mit kontrolliert.

**Tabelle 5: Auswirkungen der regionalen Lohnentwicklung auf das Beschäftigungswachstum einzelner Wirtschaftszweige in der Shift-Share Regression (vgl. Anhangtabelle A1, Modell 2)**

	Effekt Lohnniveau		Effekt Lohnniveau
Land und Forst	1,5344 ***	Bau	– 0,1019
Energie, Bergbau	– 0,4277	Handel	– 1,0879 ***
Chemie	– 0,8605 ***	Verkehr- und Nachrichten	1,2871 ***
Gummi und Kunststoff	– 0,4257	Kredit- und Versicherungsgewerbe	– 0,0485
Steine und Erde	0,3484	Gastgewerbe	0,9571 ***
Glasgewerbe und Keramik	– 2,2087 ***	Gesundheits- und Sozialwesen	0,2616 ***
Metallerzeugung und -verarbeitung	– 0,5365 ***	Unternehmensbez. Dienstleistungen	– 1,5035 ***
Maschinenbau	– 0,9457 ***	Erziehung und Unterricht	0,0430
Fahrzeugbau	– 0,9312 ***	Freizeitbezogene Dienstleistungen	– 0,2747
Feinmechanik, EDV	– 0,7693 ***	Haushaltsbez. Dienstleistungen	0,6128
Sonst. Konsumgüter	– 0,6404	Weitere gesellschaftsbez. Dienstl.	– 0,6398 ***
Holzgewerbe	0,0853		
Papier und Druckgewerbe	0,8705		
Leder- und Textilgewerbe	1,0839 ***		
Ernährung und Tabak	– 0,3152		

\*\*\* auf dem 1-%, \*\* auf dem 5-%, \* auf dem 10-%-Niveau signifikant. Die in Tabelle 3 enthaltenen Variablen werden mit kontrolliert.

scheint  $\eta_{ir} > \varepsilon_{ir}$  nicht zu gelten. Daraus kann gefolgt werden, dass sich im Zeitablauf die Wirkung in Richtung des Kosteneffekts verschiebt. Das Ergebnis ist konsistent mit der Erwartung, dass in der Entwicklung die Ökonomie der neuen Länder immer stärker der überregionalen

Konkurrenz ausgesetzt ist und der Kostenaspekt dadurch an Gewicht gewinnt.

Das Ergebnis passt zu der kurzen theoretischen Analyse in Abschnitt 2. Dort hatte sich gezeigt, dass für die Impul-

se, die mit dem regionalen Lohn auf die Beschäftigungsentwicklung verbunden sind, u.a. die Preis- und die Einkommenselastizität der Güternachfrage maßgeblich sind. Beide haben gegensätzliche Auswirkungen auf das Vorzeichen, das mit dem Koeffizienten für den Lohn verbunden ist. Darüber hinaus ist das Absatzgebiet maßgeblich, das die betreffende Branche erreichen kann. Die Einkommenselastizität, die eine positive Korrelation von Lohn und Beschäftigungsentwicklung erbringen kann, spielt dann keine Rolle, wenn das Gewicht der betreffenden Region für den gesamten Absatz der Branche sehr klein ist.

Die erhaltenen Ergebnisse müssen vor dem Hintergrund der Beschäftigungsentwicklung in Ostdeutschland gesehen werden, in der die überregional produzierenden Branchen nach der Vereinigung stark geschrumpft sind. Das Verarbeitende Gewerbe hat einen Absturz erlebt, der nahezu ohne Beispiel ist (vgl. dazu und zum Folgenden Blien/Maierhofer/Vollkommer/Wolf 2003). Die Relation zwischen der Produktivität und den Kosten war sehr schlecht, die Lohnstückkosten erreichten Werte von über 200% des Westens (Hoffmann 1993: 92). Als Folge konnte der weltweiten Konkurrenz, die mit der Markttöffnung schockartig auftrat, nicht standgehalten werden.

Der für den lokalen Markt produzierende Sektor der Ökonomie konnte hingegen durch Transfers stabilisiert werden. Es kann jedoch kein Zweifel daran bestehen, dass für eine positive Entwicklung der ostdeutschen Regionen der überregionale Sektor entscheidend ist. Nur dann besteht Aussicht, Transfers durch ein eigenes Entwicklungspotenzial zu ersetzen. Das ENDOR-Projekt zeigte bereits, dass jene Regionen, denen es gegen den Trend gelang, den überregionalen Sektor einigermaßen zu stabilisieren, heute die in Ostdeutschland relativ erfolgreicher sind.

Die verbleibenden Teile dieses Sektors haben in Ostdeutschland global inzwischen Konkurrenzfähigkeit erlangt, das Niveau ihrer Lohnstückkosten ist sogar eher niedriger als im Westen. Sie sind jedoch immer noch zu klein, um eine regionale Entwicklung zu ermöglichen, die unabhängig von Transfers und staatlicher Stützung abläuft.

Die Ergebnisse der Lohnanalyse passen nun zu dem globalen Bild der ostdeutschen Ökonomie. Relativ höhere Löhne haben demnach in den verschiedenen Branchen gegensätzliche Auswirkungen gehabt und das Auseinanderklaffen zwischen regionalem und globalem Sektor weiter vertieft.

## 8 Schlussfolgerungen

Die empirische Analyse erbrachte als Ergebnis, dass in Ostdeutschland das regionale Lohnniveau und die Beschäftigungsentwicklung in Branchen mit überregionalem Absatzgebiet eher invers verknüpft sind: Je höher der Lohn, desto ungünstiger die Beschäftigungsentwicklung. Dies gilt vor allem für das verarbeitende Gewerbe. Industriezweige mit lokalem Absatzgebiet erfahren durch überdurchschnittliche Löhne hingegen zusätzlich einen positiven Nachfrageeffekt. Wird der Lohn als Wachstumsrate und nicht als Niveau in die Analyse aufgenom-

men, treten die negativen Wirkungen stärker hervor. Diese dynamische Analyse zeigt, dass Erhöhungen des regionalen Lohns in Ostdeutschland generell eher abträglich für die Beschäftigung sind. Der Analysezeitraum, für den Ergebnisse vorliegen, umfasst die Jahre 1993 bis 2000.

Die Empirie ist konsistent mit dem verwendeten theoretischen Modell, nach dem ein Zusammenspiel von Nachfrage- und Einkommenselastizität für die Beschäftigungsentwicklung maßgeblich ist. In diesem Fall sind bei dem lokalen Sektor der Ökonomie positive Beschäftigungseffekte höherer Löhne möglich, die tatsächlich – vor allem im Dienstleistungsbereich – auch auftreten. Die positive Beschäftigungsentwicklung mag in einzelnen Fällen auch die Folge eines positiven Angebotseffekts höherer Löhne sein. Es ist jedoch davon auszugehen, dass dieser wegen der hohen Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland nicht von primärer Bedeutung ist.

Bei der Interpretation der hier gefundenen Ergebnisse müssen allerdings zwei Punkte berücksichtigt werden. Zum einen ist das erhaltene Resultat in hohem Maße mit der Sondersituation nach der Vereinigung verknüpft. In dieser Zeit wurde die Nachfrage durch konsumtive und investive Transfer aus dem Westen massiv gestützt. Ähnliche Analysen für den Westen der Republik ergeben ein höheres Gewicht der Kosteneffekte, d.h. hohe Löhne wirken sich durchweg negativ auf die Beschäftigung aus (vgl. Südekum/Blien 2004).

Zum anderen sei bei den Nachfrageeffekten nochmals ausdrücklich darauf hingewiesen, dass in der Analyse regionale und nicht etwa sektorale Lohnunterschiede zugrunde gelegt wurden. Auch im Dienstleistungsbereich werden Lohnerhöhungen im eigenen Wirtschaftszweig negative Kosteneffekte auslösen, die jedoch hier nicht getestet wurden. Zudem wird nur ein Teil der Nachfrageeffekte abgedeckt, da auf den Lohn focussiert wurde und zudem Einkommensbestandteile über den Lohn hinaus aufgrund der fehlenden Daten nicht einbezogen werden konnten.

Trotzdem sind die Ergebnisse von großem Interesse für die Wirtschaftspolitik. Die Shift-Share Regression zeigt eine branchenspezifische Wirkung des regionalen Lohnniveaus. Eine regional differenzierte Lohnpolitik betrifft demnach Wirtschaftszweige in gegensätzlichem Maße. Relativ zum Durchschnitt höhere Löhne wirken sich durch einen Nachfrageeffekt – anders als viele Fachleute erwarten würden – zum Teil sogar positiv auf die Beschäftigung aus. Der für die weitere Entwicklung des betreffenden Standorts zentrale überregionale Sektor erfährt jedoch eine Verschlechterung seiner Konkurrenzposition und schrumpft tendenziell.

## Literaturverzeichnis

- Appelbaum, Eileen/Schettkat, Ronald (1993): Employment Developments in Industrialized Economies: Explaining Common and Diverging Trends. Discussion Paper FS I 93- 313, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung
- Blien, Uwe (2001): Arbeitslosigkeit und Entlohnung auf regionalen Arbeitsmärkten. Theoretische Analyse, ökonometrische

- Methode, empirische Evidenz und wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen für die Bundesrepublik Deutschland. Heidelberg: Physica
- Blien, Uwe (Hrsg.) (2003): Die Entwicklung der ostdeutschen Regionen. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 267. Nürnberg
- Blien, Uwe/Maierhofer, Erich/Vollkommer, Dieter/Wolf, Katja (2003): Einflussfaktoren der Entwicklung ostdeutscher Regionen. Theorie, Daten, Deskriptionen und quantitative Analysen, In: Blien (2003), 67-254
- Blien, Uwe/Wolf, Katja (2002): Regional development of employment in eastern Germany: an analysis with an econometric analogue to shift-share techniques. In: Papers in Regional Science 81/3, 391-414
- Burda, Michael C./Hunt, Jennifer (2001): From Reunification to Economic Integration: Productivity and the Labor Market in Eastern Germany. In: Brookings Papers on Economic Activity 2, 1-92
- Burda, Michael C./Schmidt, Christoph (1997): Getting behind the East-West Wage Differential: Theory and Evidence. In: Pohl/Schneider (1997), 170-201
- Büttner, Thiess (1999): Agglomeration, growth, and adjustment: a theoretical and empirical study of regional labour markets in Germany. Heidelberg: Physica
- Böltken, Ferdinand/Irmel, Eleonore (1997): Neue siedlungsstrukturelle Regions- und Kreistypen. In: Mitteilungen und Informationen der BfLR 1, 4-5
- Cramer, Ulrich/Wermter, Winfried (1988): Wie hoch war der Beschäftigtenanstieg seit 1983? Ein Diskussionsbeitrag aus der Sicht der Bundesanstalt für Arbeit. In: MittAB 21/4, 468-482
- Dunn, Edgar S. (1960): A statistical and analytical technique for regional analysis. In: Papers of the Regional Science Association 6, 97-112
- Elhorst, J. Paul/Blien, Uwe/Wolf, Katja (2002): New Evidence on the Wage Curve. Paper prepared for presentation at the Conference of the Applied Econometrics Association in Brussels
- Flassbeck, Heiner (2000): Lohnzurückhaltung für mehr Beschäftigung? Über eine zentrale Inkonsistenz im jüngsten SVR-Gutachten. In: Wirtschaftsdienst II, 84-89
- Franz, Wolfgang (2003): Arbeitsmarktkökonomik, 5. Auflage. Berlin etc.: Springer
- Fujita, Masahisa/Krugman, Paul/Venables, Anthony J. (1999): The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade. Cambridge (Mass.), London: MIT Press
- Haisken-DeNew, John P/Schwarze, Johannes (1997): Regionale Lohndisparitäten in Deutschland 1984-1994. Eine Analyse mit regionalisierten Daten des Sozio-ökonomischen Panels. In: Informationen zur Raumentwicklung 1-2, 51-61
- Haynes, Kingsley E./Dinc, Mustafa (1997): Productivity Change in Manufacturing Regions: A Multifactor Shift-Share Approach. In: Growth and Change Vol. 28, 201-221
- Hoffmann, Lutz (1993): Warten auf den Aufschwung. Eine ostdeutsche Bilanz. Regensburg: Transfer
- Jerger, Jürgen/Landmann, Oliver (2002): Lohnpolitik und Beschäftigung – Debatte ohne Ende? In: Perspektiven der Wirtschaftspolitik 3/2, 207-224
- Jerger, Jürgen/Michaelis, Jochen (2003): Wage Hikes and Demand Shock. In: Metroeconomica 54: 434-457
- Knudsen, D. C./Barff, R. (1991): Shift-share analysis as a linear model. In: Environment and Planning A Vol. 23, 421-431
- Kleinhenz, Gerhard (Hrsg.) (2002): IAB Kompendium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 250. Nürnberg
- Krugman, Paul (1991): Geography and Trade. Cambridge (Mass.) etc.: MIT Press
- Layard, Richard/Nickell, Stephen/Jackman, Richard (1991): Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market. Oxford: Oxford University Press
- Mincer, Jacob (1974): Schooling, Experience and Earnings. New York, London
- Möller, Joachim (2001): Income and Price Elasticities in Different Sectors of the Economy. An Analysis of Structural Change for Germany, the UK and the US. In: ten Raa/Schettkat (2001)
- Möller, Joachim/Tassinopoulos, Alexandros (2000): Zunehmende Spezialisierung oder Strukturkonvergenz? Eine Analyse der sektoralen Beschäftigungsentwicklung auf regionaler Ebene. In: Jahrbuch für Regionalwissenschaft 20/1, 1-38
- Patterson, M. G. (1991): A Note on the Formulation of the Full-Analogue Regression Model of the Shift-Share Method. In: Journal of Regional Science 31/2, 211-216
- Pohl, Rüdiger/Schneider, Hilmar (Hrsg.) (1997): Wandeln oder Weichen. Herausforderungen der wirtschaftlichen Integration für Deutschland. Halle
- Raa, Thijs ten/Schettkat, Ronald (Hrsg.) (2001): The Growth of Service Industries. The Paradox of Exploding Costs and Persistent Demand. Cheltenham, Northampton: Edward Elgar
- Ragnitz, Joachim et al. (2001): Produktivitätsunterschiede und Konvergenz von Wirtschaftsräumen: Das Beispiel der neuen Länder. Halle (Saale): IWH
- Schettkat, Ronald (1997): Die Interdependenz von Produkt- und Arbeitsmärkten. Die Wirtschafts- und Beschäftigungsentwicklung der Industrieländer aus der Produktmarktperspektive. In: MittAB 30/4, 721-731
- Schönebeck, Claus (1996): Wirtschaftsstruktur und Regionalentwicklung. Theoretische und empirische Befunde für die Bundesrepublik Deutschland. Dortmund: Kolander & Poggel
- Siebert, Horst (1994): Geht den Deutschen die Arbeit aus? Neue Wege zu mehr Beschäftigung. München: Bertelsmann
- Südekum, Jens (2003): Increasing Returns and Spatial Unemployment Disparities. Paper presented at the Conference of the European Regional Science Association, Jyväskylä
- Südekum, Jens/Blien, Uwe (2004): The Determinants of Employment Growth: A Disaggregated Analysis for West Germany. Paper prepared for Presentation at the EALE Conference 2004
- Wolf, Katja (2002): Analyse regionaler Beschäftigungsentwicklung mit einem ökonometrischen Analogon zu Shift-Share-Techniken. In: Kleinhenz (2002), 325-334
- Wooldridge, Jeffrey M. (2001): Econometric Analysis of cross section and panel data. Cambridge (Mass.), London: MIT Press

**Anhangtabelle A1**

	Modell 1: mit regionalem Lohnniveau (Tabelle 4)		Modell 2: mit regionaler Lohnentwicklung (Tabelle 5)	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Jahr 1994	0,0947	6,81	0,0708	35,91
Jahr 1995	0,0924	6,7	0,0652	33,73
Jahr 1996	0,0232	1,69	-0,0079	-4,52
Jahr 1997	0,0068	0,5	-0,0308	-16,49
Jahr 1998	0,0163	1,18	-0,0272	-13,92
Jahr 1999	0,0350	2,54	-0,0022	-1,32
Jahr 2000	-0,0222	-1,6	-0,0658	-31,93
Wirtschaftszweige				
Land- und Forstwirtschaft	-0,0672	-4,35	-0,0789	-5,25
Energiewirtschaft und Bergbau	0,0120	1,13	0,0095	0,56
Chemische Industrie	-0,1405	-11,62	-0,0762	-3,88
Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren	0,0855	2,76	0,0825	2,57
Steine und Erde	0,0121	0,45	-0,0045	-0,17
Glasgewerbe und Keramik	0,0575	2,63	0,0990	4,07
Metallerzeugung und -verarbeitung	0,0070	0,59	0,0275	2,09
Maschinenbau	-0,1145	-11,83	-0,0373	-2,96
Fahrzeugbau	0,0458	4,11	0,0960	7,5
EDV, Elektrotechnik, Feinmechanik	0,0025	0,36	0,0453	5,45
Musikinstr., Sportgeräte, Spielwaren & sonstige Erz.	0,0536	0,45	0,0816	1,13
Holzgewerbe	0,0382	1,35	0,0264	0,96
Papier und Druckgewerbe	0,0120	0,39	-0,0258	-0,75
Leder- und Textilgewerbe	0,0001	0,01	-0,0181	-1,22
Ernährungsgewerbe und Tabakverarbeitung	0,0017	0,1	-0,0024	-0,14
Baugewerbe	-0,0135	-4,1	-0,0305	-9,93
Handel	-0,0357	-8,24	-0,0170	-3,63
Verkehr- und Nachrichten	-0,0157	-3,87	-0,0583	-13,59
Kredit- und Versicherungsgewerbe	0,0548	5,92	0,0554	3,74
Gastgewerbe	0,0895	7,04	0,0597	4,75
Gesundheits- und Sozialwesen	0,0421	8,33	0,0286	5,73
Grundstücks- Wohnungsw., U-bez. Dienste	0,0576	14,9	0,0651	18,99
Erziehung und Unterricht	-0,0299	-3,94	-0,0161	-3,02
Freizeitbezogene Dienstleistungen	0,0595	4,53	0,0705	4,95
Hhbez. Dienstleistungen	0,0338	0,84	0,0101	0,26
Weitere gesellschaftsbez. Dienstleistungen	-0,0025	-0,29	0,0008	0,09

	Modell 1: mit regionalem Lohnniveau (Tabelle 4)		Modell 2: mit regionaler Lohnentwicklung (Tabelle 5)	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Landkreise und kreisfreie Städte				
12051 Brandenburg an der Havel, Stadt	-0,0589	-4,58	-0,0413	-3,27
12052 Cottbus, Stadt	-0,0214	-3,02	-0,0091	-1,26
12053 Frankfurt (Oder), Stadt	-0,0581	-4,94	-0,0198	-1,71
12054 Potsdam, Stadt	0,0036	0,61	0,0247	3,95
12060 Kreis Barnim	-0,0087	-1,08	0,0123	1,5
12061 Kreis Dahme-Spreewald	0,0355	4,44	0,0621	7,67
12062 Kreis Elbe-Elster	-0,0095	-0,99	-0,0151	-1,59
12063 Kreis Havelland	0,0050	0,46	0,0239	2,17
12064 Kreis Märkisch-Oderland	0,0244	3,41	0,0460	6,25
12065 Kreis Oberhavel	0,0095	1,19	0,0413	5,11
12066 Kreis Oberspreewald-Lausitz	0,0390	4,5	0,0503	5,88
12067 Kreis Oder-Spree	0,0088	1,29	0,0335	4,82
12068 Kreis Ostprignitz-Ruppin	0,0172	1,54	0,0103	0,94
12069 Kreis Potsdam-Mittelmark	0,0256	4,03	0,0539	8,36
12070 Kreis Prignitz	-0,0072	-0,52	-0,0273	-1,99
12071 Kreis Spree-Neisse	0,0238	2,84	0,0194	2,5
12072 Kreis Teltow-Fläming	0,0108	1,27	0,0395	4,56
12073 Kreis Uckermark	0,0263	2,89	0,0110	1,24
13001 Greifswald, Hansestadt	-0,0770	-4,48	-0,0552	-3,46
13002 Neubrandenburg, Stadt	-0,0163	-1,46	-0,0131	-1,24
13003 Rostock, Hansestadt	-0,0175	-4,32	-0,0136	-3,02
13004 Schwerin, Landeshauptstadt	-0,0134	-1,47	-0,0161	-2,18
13005 Stralsund, Hansestadt	-0,0257	-1,74	-0,0329	-2,22
13006 Wismar, Hansestadt	-0,0152	-0,69	-0,0349	-1,59
13051 Kreis Bad Doberan	0,0442	3,81	0,0449	3,99
13052 Kreis Demmin	0,0223	1,59	0,0059	0,43
13053 Kreis Güstrow	-0,0035	-0,29	-0,0074	-0,6
13054 Kreis Ludwigslust	0,0352	3,08	0,0319	2,96
13055 Kreis Mecklenburg-Strelitz	-0,0112	-0,72	-0,0337	-2,2
13056 Kreis Müritz	-0,0079	-0,43	-0,0230	-1,25
13057 Kreis Nordvorpommern	0,0138	1,12	0,0007	0,06
13058 Kreis Nordwestmecklenburg	0,0446	3,28	0,0212	1,58
13059 Kreis Ostvorpommern	0,0150	1,2	-0,0023	-0,18
13060 Kreis Parchim	0,0362	2,68	0,0271	2,03

	Modell 1: mit regionalem Lohnniveau (Tabelle 4)		Modell 2: mit regionaler Lohnentwicklung (Tabelle 5)			Modell 1: mit regionalem Lohnniveau (Tabelle 4)		Modell 2: mit regionaler Lohnentwicklung (Tabelle 5)	
	Koeffi- zient	t-Wert	Koeffi- zient	t-Wert		Koeffi- zient	t-Wert	Koeffi- zient	t-Wert
13061 Kreis Rügen	-0,0139	-0,85	-0,0262	-1,6	15260 Kreis Mansfelder Land	-0,0070	-0,57	-0,0228	-1,94
13062 Kreis Ücker-Randow	-0,0124	-0,81	-0,0295	-1,92	15261 Kreis Merseburg-Querfurt	0,0056	0,73	-0,0018	-0,24
14161 Chemnitz, Stadt	-0,0085	-2,65	0,0068	1,84	15265 Saalkreis	0,0205	1,4	0,0214	1,48
14166 Plauen, Stadt	-0,0360	-2,38	-0,0426	-2,84	15266 Kreis Sangerhausen	-0,0565	-2,86	-0,0673	-3,41
14167 Zwickau, Stadt	0,0251	3,12	0,0172	2,17	15268 Kreis Weißensfels	-0,0592	-3,25	-0,0560	-3,15
14171 Kreis Annaberg	-0,0069	-0,45	-0,0177	-1,15	15303 Magdeburg, Landeshauptstadt	0,0173	5,09	0,0240	6,25
14173 Kreis Chemnitzer Land	0,0071	1,05	0,0068	0,78	15352 Kreis Aschersleben-Staßfurt	-0,0093	-0,74	-0,0193	-1,55
14177 Kreis Freiberg	-0,0007	-0,09	-0,0051	-0,59	15355 Bördekreis	-0,0169	-0,92	-0,0270	-1,48
14178 Vogtlandkreis	0,0197	2,8	0,0037	0,57	15357 Kreis Halberstadt	-0,0146	-0,86	-0,0256	-1,51
14181 Mittlerer Erzgebirgskreis	-0,0218	-1,34	-0,0421	-2,64	15358 Kreis Jerichower Land	0,0117	0,87	0,0052	0,39
14182 Kreis Mittweida	0,0012	0,13	-0,0048	-0,47	15362 Ohrekreis	0,0318	2,4	0,0266	2,02
14188 Kreis Stollberg	-0,0128	-1,05	-0,0189	-1,17	15363 Kreis Stendal	0,0012	0,13	-0,0097	-1,07
14191 Kreis Aue-Schwarzenberg	0,0086	0,79	-0,0158	-1,56	15364 Kreis Quedlinburg	-0,0417	-2,37	-0,0581	-3,35
14193 Kreis Zwickauer Land	0,0034	0,32	-0,0049	-0,48	15367 Kreis Schönebeck	-0,0103	-0,6	-0,0213	-1,27
14262 Dresden, Stadt	0,0085	4,94	0,0347	11,87	15369 Kreis Wernigerode	-0,0022	-0,16	-0,0145	-1,04
14263 Görlitz, Stadt	-0,0534	-2,97	-0,0580	-3,21	15370 Altmarkkreis Salzwedel	-0,0136	-0,91	-0,0272	-1,83
14264 Hoyerswerda, Stadt	-0,0799	-3,28	-0,0567	-2,56	16051 Erfurt, Stadt	0,0069	1,86	0,0172	4,2
14272 Kreis Bautzen	0,0071	0,88	-0,0015	-0,19	16052 Gera, Stadt	-0,0342	-4,07	-0,0307	-3,59
14280 Kreis Meißen	0,0054	0,67	0,0104	1,36	16053 Jena, Stadt	-0,0098	-1,16	0,0045	0,53
14284 Niederschles. Oberlausitzkreis	-0,0244	-1,86	-0,0291	-2,21	16054 Suhl, Stadt	-0,0630	-3,09	-0,0711	-3,48
14285 Kreis Riesa-Grossenhain	-0,0114	-1,21	-0,0102	-1,08	16055 Weimar, Stadt	-0,0683	-3,92	-0,0485	-2,97
14286 Kreis Löbau-Zittau	0,0097	1,09	-0,0042	-0,49	16056 Eisenach, Stadt	0,0103	0,57	-0,0136	-0,82
14287 Kreis Sächsische Schweiz	0,0036	0,44	-0,0034	-0,4	16061 Kreis Eichsfeld	0,0129	0,92	-0,0160	-1,11
14290 Weisseritzkreis	-0,0009	-0,08	0,0017	0,16	16062 Kreis Nordhausen	0,0047	0,38	-0,0119	-1,03
14292 Kreis Kamenz	0,0267	2,91	0,0254	2,93	16063 Wartburgkreis	0,0521	4,68	0,0172	1,56
14365 Leipzig, Stadt	-0,0046	-2,56	0,0165	5,23	16064 Unstrut-Hainich-Kreis	0,0026	0,23	-0,0301	-2,71
14374 Kreis Delitzsch	-0,0060	-0,76	0,0214	2,7	16065 Kyffhäuserkreis	0,0090	0,53	-0,0320	-2,06
14375 Kreis Döbeln	-0,0245	-1,54	-0,0293	-1,81	16066 Kreis Schmalkalden-Meiningen	0,0203	2,2	-0,0144	-1,63
14379 Kreis Leipziger Land	0,0275	3,36	0,0139	1,77	16067 Kreis Gotha	0,0195	2,28	0,0121	1,46
14383 Muldentalkreis	-0,0291	-2,91	-0,0084	-0,85	16068 Kreis Sömmerda	-0,0339	-1,79	-0,0411	-2,17
14389 Kreis Torgau-Oschatz	-0,0249	-1,9	-0,0035	-0,27	16069 Kreis Hildburghausen	-0,0361	-1,61	-0,0492	-2,19
15101 Dessau, Stadt	-0,0007	-0,06	-0,0259	-2,13	16070 Ilm-Kreis	-0,0037	-0,3	-0,0193	-1,61
15151 Kreis Anhalt-Zerbst	-0,0234	-1,25	-0,0386	-2,07	16071 Kreis Weimarer Land	0,0085	0,59	0,0044	0,3
15153 Kreis Bernburg	-0,0289	-1,65	-0,0636	-3,61	16072 Kreis Sonneberg	-0,0159	-0,69	-0,0547	-2,37
15154 Kreis Bitterfeld	-0,0306	-3,36	-0,0603	-7,26	16073 Kreis Saalfeld-Rudolstadt	-0,0097	-0,95	-0,0253	-2,57
15159 Kreis Köthen	-0,0241	-1,09	-0,0514	-2,3	16074 Saale-Holzland-Kreis	0,0047	0,36	-0,0048	-0,37
15171 Kreis Wittenberg	0,0023	0,23	-0,0131	-1,33	16075 Saale-Orla-Kreis	-0,0173	-1,33	-0,0275	-2,1
15202 Halle (Saale), Stadt	0,0075	2,18	0,0131	3,33	16076 Kreis Greiz	0,0357	3,23	0,0112	1,2
15256 Burgenlandkreis	-0,0038	-0,41	-0,0154	-1,75					

	Modell 1: mit regionalem Lohnniveau (Tabelle 4)		Modell 2: mit regionaler Lohnentwicklung (Tabelle 5)	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
16077 Kreis Altenburger Land	-0,0131	-1,09	-0,0219	-1,83
Kreistypen				
Kernstädte in Regionen m. gr. Verdichtungsräumen	0,0221	7,82		
Hochverdichtete Kreise i.R.m.gr. Verdichtungsräum.	-0,0024	-0,3		
Verdichtete Kreise i.R. m. gr. Verdichtungsräumen	-0,0058	-1,79		
Ländliche Kreise i.R. m. gr. Verdichtungsräumen	0,0260	10,35		
Kernstädte in Regionen mit Verdichtungsansätzen	0,0057	2,41		
Verdichtete Kreise i.R. mit Verdichtungsansätzen	-0,0098	-3,68		
Ländliche Kreise i.R. mit Verdichtungsansätzen	-0,0068	-2,45		
Verdichtete Kreise in ländlichen Regionen	-0,0259	-6,66		
Ländliche Kreise in ländlichen Regionen	-0,0109	-3,46		
Qualifikation				
Nicht formal qualifizierte Beschäftigte	-0,2947	-15,27	-0,2064	-14,49
Beruflich qualifizierte Beschäftigte	-0,0718	-4,56	-0,0285	-5,88
Hochqualifizierte Beschäftigte	0,3665	11,84	0,2349	16,93
Betriebsgröße				
Betriebsgröße 1-19	-0,0053	-0,54	0,0033	0,34
Betriebsgröße 20-99	0,0947	10,42	0,0833	9,42
Betriebsgröße ab 100	-0,0893	-15,7	-0,0866	-15,72
Konzentrationseffekte				
Konz_Land- und Forstwirtschaft	0,7555	14,44	0,7212	14,15
Konz_Energiewirtschaft und Bergbau	0,0015	0,64	0,0023	0,97
Konz_Chemische Industrie	0,0105	4,38	0,0089	3,75
Konz_Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren	0,0952	0,35	0,1000	0,38
Konz_Steine und Erde	0,3241	0,78	0,3536	0,87
Konz_Glasgewerbe und Keramik	0,0181	0,35	0,0125	0,25
Konz_Metallerzeugung und -verarbeitung	0,1017	3,34	0,0728	2,38
Konz_Maschinenbau	0,1937	6,24	0,1084	3,42
Konz_Fahrzeugbau	0,0270	0,85	-0,0438	-1,38
Konz_DV, Elektrotechnik, Feinmechanik	0,0510	2,98	0,0114	0,67

	Modell 1: mit regionalem Lohnniveau (Tabelle 4)		Modell 2: mit regionaler Lohnentwicklung (Tabelle 5)	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konz_Schmuck, Musikinstrumente, Sportgeräte, Spielwaren und sonstigen Erz.				
Konz_Holzgewerbe	-0,0156	-0,14	-0,0240	-0,22
Konz_Papier und Druckgewerbe	0,1167	0,32	0,0949	0,27
Konz_Leder- und Textilgewerbe	0,2205	0,89	0,2600	1,07
Konz_Verkehrs- und Nachrichten	-0,0127	-0,34	-0,0205	-0,57
Konz_Ernährungsgewerbe und Tabakverarbeitung	0,5386	2,29	0,4951	2,15
Konz_Baugewerbe	0,2887	5,48	0,3326	6,7
Konz_Handel	0,3473	11,46	0,2832	9,63
Konz_Kredit- und Versicherungsgewerbe	0,1256	8,51	0,1542	10,77
Konz_Gastgewerbe	-0,1971	-1,24	-0,2347	-1,49
Konz_Gesundheits- und Sozialwesen	0,0050	0,11	-0,0007	-0,02
Konz_Grundstücks-, Wohnungsw., U-bez. Dienste	0,4364	6,1	0,4418	6,43
Konz_Erziehung und Unterricht	0,0327	4,48	0,0279	3,94
Konz_Freizeitbezogene Dienstleistungen	0,1224	6,92	0,1150	6,71
Konz_Hhbez. Dienstleistungen	0,0663	0,75	0,0481	0,55
Konz_Weitere gesellschaftsbez. Dienstleistungen	1,1356	0,46	1,4336	0,6
Interaktionseffekt von Wirtschaftszweig und Lohnniveau	0,4872	6,08	0,4389	5,63
EK_Land- und Forstwirtschaft				
EK_Energiewirtschaft und Bergbau	0,3186	1,99	1,5344	8,54
EK_Chemische Industrie	0,0667	0,32	-0,4277	-1,23
EK_Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren	-0,7998	-3,46	-0,8605	-3,66
EK_Steine und Erde	0,0961	0,24	-0,4257	-0,86
EK_Glasgewerbe und Keramik	0,0712	0,21	0,3484	0,83
EK_Metallerzeugung und -verarbeitung	0,9177	2,29	-2,2087	-3,95
EK_Maschinenbau	-0,2584	-1,64	-0,5365	-3,92
EK_Fahrzeugbau	-0,0664	-0,37	-0,9457	-9,13
EK_DV, Elektrotechnik, Feinmechanik	-0,2135	-1,38	-0,9312	-7,94

	Modell 1: mit regionalem Lohnniveau (Tabelle 4)	Modell 2: mit regionaler Lohnentwicklung (Tabelle 5)		
	Koeffi- zient	t-Wert	Koeffi- zient	t-Wert
EK_Schmuck, Musik- instrumente, Sportgeräte, Spielwaren und sonstigen Erz.	– 0,2554	– 0,14	– 0,6404	– 0,38
EK_Holzgewerbe	– 0,0154	– 0,06	0,0853	0,21
EK_Papier und Druckgewerbe	– 0,2614	– 0,41	0,8705	1,56
EK_Leder- und Textilgewerbe	– 0,1034	– 0,37	1,0839	3,01
EK_Ernährungsgewerbe und Tabakverarbeitung	0,3172	1,89	– 0,3152	– 1,47
EK_Baugewerbe	0,0634	1,49	– 0,1019	– 1,63
EK_Handel	0,1012	1,76	– 1,0879	– 11,99
EK_Verkehr- und Nachrichten	0,3722	5,25	1,2871	13,28
EK_Kredit- und Versicherungsgewerbe	0,2439	1,12	– 0,0485	– 0,16
EK_Gastgewerbe	0,0936	0,45	0,9571	2,57
EK_Gesundheits- und Sozialwesen	0,1463	2,04	0,2616	3,26
EK_Grundstücks- Wohnungsw., U-bez. Dienste	0,3228	4,69	– 1,5035	– 19,92
EK_Erziehung und Unterricht	0,4646	5,16	0,0430	0,63
EK_Freizeitbezogene Dienstleistungen	0,4748	1,19	– 0,2747	– 0,95
EK_Hhbez. Dienstleistungen	0,0289	0,05	0,6128	1,01
EK_Weitere gesellschaftsbez. Dienstleistungen	0,2928	2,09	– 0,6398	– 4,9

Das Modell 2 enthält keine Kreistypen. Durch die Konstruktion der restriktierten Regression beeinflusst dies jedoch nur die regionalen fixen Effekte, nicht die Ergebnisse für die Lohnentwicklung.