



No. 10-2008

**Hans-Friedrich Eckey, Reinhold Kosfeld und
Alexander Werner**

**Die Lohnkurve in Deutschland
unter Berücksichtigung des regionalen Preisniveaus**

This paper can be downloaded from
http://www.uni-marburg.de/fb02/makro/forschung/magkspapers/index_html%28magks%29

Coordination: Bernd Hayo • Philipps-University Marburg
Faculty of Business Administration and Economics • Universitätsstraße 24, D-35032 Marburg
Tel: +49-6421-2823091, Fax: +49-6421-2823088, e-mail: hayo@wiwi.uni-marburg.de

Die Lohnkurve in Deutschland

unter Berücksichtigung des regionalen Preisniveaus

Hans-Friedrich Eckeyⁱ, Reinhold Kosfeldⁱⁱ, Alexander Wernerⁱⁱⁱ

Zusammenfassung

Die Lohnkurve untersucht den Zusammenhang zwischen dem Lohnniveau und der Arbeitslosigkeit auf regionaler Ebene. Zu ihr gibt es eine Vielzahl von empirischen Untersuchungen. Die nachstehenden Ergebnisse modifizieren und ergänzen diese Arbeiten am Beispiel der Lohnkurve in Deutschland in mehrfacher Hinsicht:

- Die Ergebnisse im Rahmen der empirischen Regionalforschung reagieren äußerst sensibel auf die Abgrenzung regionaler Untersuchungseinheiten. Hier werden regionale Arbeitsmärkte genutzt, die als räumliche Verwertungsbereiche des Produktionsfaktors Arbeit unverzerrte Ergebnisse liefern.
- Durch Schätzung räumlicher Preisindizes ist es möglich, im Schätzansatz Nominal- durch die eigentlich ökonomisch relevanten Reallöhne zu ersetzen.
- In der modernen räumlichen Ökonometrie werden Abhängigkeiten zwischen den regionalen Untersuchungseinheiten berücksichtigt, so auch in den nachstehenden Ergebnissen.
- Die Lohnkurve muss nicht in allen Regionen gleich sein. Vielmehr ist es plausibler, dass sich aufgrund von Besonderheiten der Arbeitsmärkte in den Regionen die Koeffizienten des Schätzansatzes interregional voneinander unterscheiden. Die Hypothese wird überprüft und im Schätzansatz berücksichtigt.

Diese Erweiterungen der Lohnkurve führen zu Schätzergebnissen, die die bisherigen Aussagen zur Lohnkurve erheblich ändern.

ⁱ Prof. Dr. Hans-Friedrich Eckey, Universität Kassel, Nora-Platiel-Str. 4, 34109 Kassel, Tel.: +49/561/804/3038, Fax: +49/561/804/3045, E-Mail: eckey@wirtschaft.uni-kassel.de.

ⁱⁱ Prof. Dr. Reinhold Kosfeld, Universität Kassel, Nora-Platiel-Str. 5, 34109 Kassel, Tel.: +49/561/804/3084, Fax: +49/561/804/3045, E-Mail: rkosfeld@wirtschaft.uni-kassel.de.

ⁱⁱⁱ Dipl.-Ök. Alexander Werner, Universität Kassel, Nora-Platiel-Str. 4, 34109 Kassel, Tel.: +49/561/804/3044, Fax: +49/561/804/3045, E-Mail: werner@wirtschaft.uni-kassel.de

Inhalt

1.	Einleitung	1
2.	Die Lohnkurve.....	2
2.1.	Die theoretischen Grundlagen der Lohnkurve	3
2.2.	Der Stand der Forschung und methodische Aspekte der Untersuchungen zur Lohnkurve	6
2.2.1.	Regionale Abgrenzung und Berücksichtigung regionaler Abhängigkeiten.....	8
2.2.2.	Datengrundlage	9
2.2.3.	Unterschiedliche Schätzansätze	12
3.	Ökonometrische Analyse der Lohnkurve in Deutschland.....	14
3.1.	Regionale Untersuchungseinheiten	16
3.2.	Die Lohngleichung im Standardfall	18
3.3.	Die erweiterte Lohngleichung.....	29
3.3.1.	Vom Nominal- zum Reallohn	29
3.3.2.	Von der regionalen Unabhängigkeit zur räumlichen Autokorrelation.....	33
3.3.3.	Von einheitlichen zu räumlich divergierenden Parametern	42
4.	Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse.....	47
	Literatur.....	48

Abbildungen

Abbildung 3-1:	Regionale Arbeitsmärkte in Deutschland.....	17
Abbildung 3-2:	Nominales Lohnniveau und Unterbeschäftigung in den regionalen Arbeitsmärkten Deutschlands im Jahr 2004.....	19
Abbildung 3-3:	Nominale Lohnkurve der regionalen Arbeitsmärkte Deutschlands 2004 .	21
Abbildung 3-4:	Weitere erklärende Variable der bedingten nominalen Lohngleichung 2004.....	25
Abbildung 3-5:	Preisniveau und Reallohn 2004 in den regionalen Arbeitsmärkten Deutschlands	30
Abbildung 3-6:	Räumliche Autokorrelation bei der bedingten realen Lohngleichung für Gesamtdeutschland im Jahr 2004.....	34
Abbildung 3-7:	Moran-Koeffizienten und ihre statistische Signifikanz bei der bedingten Lohngleichung.....	36
Abbildung 3-8:	Signifikanz bei den robusten LM(lag)- und LM(error)-Tests der bedingten Lohngleichung.....	38
Abbildung 3-9:	Elastizitäten der Arbeitslosigkeit auf den Reallohn in den regionalen Arbeitsmärkten Deutschlands 2004	45
Abbildung 3-10:	Veränderung der Elastizitäten der Arbeitslosigkeit auf den Reallohn in den regionalen Arbeitsmärkten Deutschlands im Zeitraum 1995-2004....	46

Tabellen

Tabelle 2-1:	Empirische Ergebnisse zur Lohnkurve in Deutschland seit dem Jahr 2003	7
Tabelle 3-1:	Ausgewählte Kennziffern regionaler Arbeitsmärkte in Deutschland im Jahr 2004	18
Tabelle 3-2:	Deskriptive Statistiken des nominalen Lohnniveaus und der Arbeitslosigkeit in den regionalen Arbeitsmärkten Deutschlands im Jahr 2004	20
Tabelle 3-3:	Ergebnisse der absoluten nominalen Lohngleichung für die regionalen Arbeitsmärkte in Deutschland im Zeitraum 1995-2004	20
Tabelle 3-4:	Ergebnisse der absoluten nominalen Lohngleichung für die regionalen Arbeitsmärkte in Ost- und Westdeutschland 1995-2004	22
Tabelle 3-5:	Kennziffern weiterer erklärender Variablen der bedingten Lohngleichung im Jahr 2004	26
Tabelle 3-6:	Ergebnisse der bedingten nominalen Lohngleichung für die regionalen Arbeitsmärkte in Deutschland 1995-2004	27
Tabelle 3-7:	Deskriptive Statistiken des Preisniveaus und Reallohns 2004 in den regionalen Arbeitsmärkten Deutschlands	30
Tabelle 3-8:	Ergebnisse der bedingten realen Lohngleichung für die regionalen Arbeitsmärkte in Deutschland 1995-2004	32
Tabelle 3-9:	Vergleich des Spatial-Error- und des OLS-Modells bei der bedingten realen Lohngleichung in West- und Ostdeutschland 2004	39
Tabelle 3-10:	Veränderung der absoluten Regressionskoeffizienten durch Übergang vom OLS- zum Spatial-Error-Modell bei der bedingten nominalen Lohngleichung	40
Tabelle 3-11:	Veränderung der absoluten Regressionskoeffizienten durch Übergang vom OLS- zum Spatial-Error-Modell bei der bedingten Reallohnleichung	41

1. Einleitung

Die Lohnkurve wurde von den Autoren David Blanchflower und Andrew Oswald zu Beginn der 1990er Jahre entwickelt. Ihre ersten Veröffentlichungen zu diesem Thema (1989, 1990, 1994) lösten intensive Forschungstätigkeiten im Hinblick auf die Lohnkurve aus (Nijkamp, Poot 2005, S. 422). Die Lohnkurve stellt eine Beziehung zwischen dem Lohn und der regionalen Arbeitslosigkeit her. Die Beziehung wird zumeist mit logarithmierten Werten über Regressionen geschätzt (Blanchflower, Oswald 1994a, S. 4-5). Durch die Logarithmierung der regionalen Löhne sowie der regionalen Arbeitslosigkeit ist der Koeffizient als Elastizität des Lohnniveaus in Bezug auf die Arbeitslosigkeit zu interpretieren. Eine 10%ige Erhöhung der regionalen Arbeitslosigkeit führt damit zu einem Rückgang des Lohns um 1%. Da die Lohnelastizität trotz der Aufnahme weiterer erklärender Variablen und in unterschiedlichen Ländern in vielen Untersuchungen stabil bei ca. -0,1 bleibt, bezeichnen Blanchflower und Oswald den Zusammenhang als empirisches Gesetz. Die Stabilität des Koeffizienten ist insbesondere überraschend, da sie in Gegensatz zu der Annahme steht, dass unterschiedliche institutionelle Faktoren den Arbeitsmarkt und die Lohnbildung beeinflussen (Blanchflower, Oswald 1994a, S. 5, Blien 2003, S. 439-440). Während durch weitere Untersuchungen die Existenz einer Lohnkurve bestätigt wird, muss die Stabilität der Lohnelastizität abgelehnt werden. Die unterschiedlichen Voraussetzungen der Staaten in Bezug auf beispielsweise die institutionelle Ausgestaltung des Arbeitsmarktes und die Lohnverhandlungssysteme haben einen Einfluss auf die Lage sowie die Form der Lohnkurve (Blien 2003, S. 450, S. 453).

Innerhalb dieses Artikels wird die bisherige Forschung zur Lohnkurve in mehreren Bereichen erweitert. Die Theorie der Lohnkurve gibt vor, dass die korrekten regionalen Bezugseinheiten regionale Arbeitsmärkte sind, da sie die räumlichen Verwertungsbereiche der Arbeit darstellen. Trotzdem werden in bisherigen Veröffentlichungen zur Lohnkurve in Deutschland lediglich verschiedene administrative Regionaleinheiten verwendet. In der vorliegenden Arbeit wird die Lohnkurve für regionale Arbeitsmärkte geschätzt, die auf einer Maximierung der Pendlerbeziehung innerhalb und einer Minimierung der Pendlerbeziehungen zwischen ihnen beruhen.

Eine zweite Vorgabe der Theorie zur Lohnkurve ist, dass die Beziehung auf der Verwendung von Reallöhnen beruht, da sich die Wirtschaftssubjekte an der tatsächlichen Kaufkraft und nicht am nominellen Wert des Geldes orientieren und von regional unterschiedlichen Preisindizes ausgegangen werden kann. In Ermangelung von Daten zu regionalen Reallöhnen wird in der Literatur zur Lohnkurve zumeist auf nominale Löhne zurückgegriffen. Mit Hilfe von ge-

schätzten regionalen Preisindizes können in dieser Untersuchung Berechnungen zur Lohnkurve mit Reallöhnen vorgenommen werden.

Zu Beginn der Forschung zur Lohnkurve wurde kaum berücksichtigt, dass die Schätzungen nur zu gültigen Ergebnissen führen, wenn keine räumlichen Abhängigkeiten vorliegen. In Anschlussarbeiten wird dieser Aspekt zunehmend beachtet. Auch in dieser Arbeit wird die Schätzung der Lohnkurve auf das Vorhandensein räumlicher Autokorrelation hin untersucht und der Schätzansatz dementsprechend ergänzt.

Schließlich wird als Erweiterung der bisherigen Forschung der Ansatz einer einheitlichen Lohnkurvenbeziehung für alle Regionen aufgegeben und mit Hilfe der Geographically Weighted Regression eine Schätzung mit unterschiedlichen Koeffizienten für die Regionen durchgeführt.

Im folgenden Abschnitt werden die Theorie der Lohnkurve, verschiedenen Umsetzungsmöglichkeiten in der empirischen Forschung sowie die Ergebnisse der Forschung unter besonderer Berücksichtigung der bisherigen Erkenntnisse zur Lohnkurve in Deutschland dargestellt. Daran schließt sich das Kapitel mit den genannten ökonometrischen Analysen zur Lohnkurve in Deutschland an. Abschließend werden die Ergebnisse bewertet.

2. Die Lohnkurve

Nach Blanchflower und Oswald stellt die Lohnkurve eine Beziehung zwischen der regionalen Arbeitslosenquote und dem individuellen Lohn dar. Dabei wird an Hand von Daten zur Höhe des Lohnes (W) und zur regionalen Arbeitslosenquote (U) sowie weiteren erklärenden Variablen (X) eine Regressionsschätzung durchgeführt, deren Ziel die Bestimmung der Regressionskoeffizienten β_0 bis β_m in Formel 2-1 ist.

$$(2-1) \quad \ln W = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln U + \sum_{j=2}^m \beta_j \cdot X_j$$

Der Faktor β_1 kann dabei als Elastizität des Lohnes in Bezug zur regionalen Arbeitslosigkeit interpretiert werden, da die Schätzung mit logarithmierten Werten erfolgt. Die Regression wird durch die Aufnahme weiterer Variablen ergänzt, da diese ebenfalls Einfluss auf die Höhe des Lohns nehmen. Welche Variablen dies im Einzelnen sind und welche weiteren methodischen Aspekte bei dieser Regression zu beachten sind, wird in Kapitel 2.2 erläutert. Zunächst wird im folgenden Abschnitt den Erläuterungen der Theorie zur festgestellten Form der

Lohnkurve nachgegangen. Blanchflower und Oswald, die die Lohnkurve am Anfang der 1990er Jahre entwickelten, zeigen, dass ein negativer Zusammenhang zwischen regionaler Arbeitslosigkeit und Entlohnung besteht und darüber hinaus der Regressionskoeffizient β_1 sowohl für unterschiedliche Länder als auch für verschiedenen Untersuchungszeiträume relativ konstante Werte um -0,1 annimmt. Während die negative Verknüpfung in vielen Untersuchungen bestätigt wurde, wird die Konstanz des Koeffizienten β_1 häufig verworfen.

2.1. Die theoretischen Grundlagen der Lohnkurve

Der Arbeitsmarkt und die Gestaltung des Lohnes sind äußerst komplex. Auf die Lohnhöhe wirken viele verschiedene Einflussfaktoren ein. Nichtsdestotrotz versuchen Ökonomen Strukturen und Regelmäßigkeiten in der Lohnbildung zu entdecken (Blanchflower, Oswald 1994a, S. 1). Mit ihren Untersuchungen zur Lohnkurve konnten Blanchflower und Oswald ein Muster im Arbeitsmarkt entdecken, das zum Teil gegenläufig zu früheren Erkenntnissen über den Arbeitsmarkt war. Sie setzen sich insbesondere mit der Phillipskurve auseinander, die 1958 von Phillips entdeckt wurde.

Die Phillipskurve bezieht die Änderungen des Lohnes auf die aggregierte Arbeitslosenquote. Damit beschreibt die Phillipskurve einen Anpassungsprozess in Bezug auf Abweichungen vom Gleichgewichtslohn. Die Lohnkurve bezieht dagegen die Lohnhöhe selbst auf die Arbeitslosigkeit und stellt eine stabile Beziehung dar. Des Weiteren wird die Phillipskurve traditionell über makroökonomische Zeitreihendaten geschätzt, während zur Schätzung der Lohnkurve häufig mikroökonomische Paneldaten herangezogen werden (Blanchflower, Oswald 1994a, S. 5-6).

Neben der Phillipskurve beziehen Blanchflower und Oswald insbesondere zum Modell von Harris und Todaro Stellung. Blanchflower und Oswald (1995, S. 160) erklären das von Harris und Todaro 1970 entwickelte Modell, nach dem der regionale Lohn und die regionale Arbeitslosigkeit positiv miteinander in Verbindung stehen müssen, für ungültig. Die Argumentationslinie von Harris und Todaro ist, dass Firmen in Regionen mit hoher Arbeitslosigkeit höhere Löhne zahlen müssen, damit die Arbeitskräfte das Risiko in Kauf nehmen, in der Region zu bleiben (Blanchflower, Oswald 2005, S. 5).

Verschiedene Erklärungsmöglichkeiten für die theoretische Fundierung des in der Empirie gefundenen negativen Zusammenhangs zwischen regionaler Arbeitslosenquote und Entlohnung wurden entwickelt.

Im Verhandlungsansatz werden zwischen Unternehmen und (regional tätigen) Gewerkschaften Tariflöhne ausgehandelt. Bei hoher regionaler Arbeitslosigkeit berücksichtigt die Gewerkschaft stärker, dass arbeitslose Mitglieder schwieriger eine neue Arbeit finden. Daher werden sie zur Schaffung und dem Erhalt von Arbeitsplätzen geringeren Löhnen zustimmen (Blanchflower, Oswald 1994a, S. 11). In verschiedenen Ländern ist dieser Erklärungsansatz nicht haltbar. So war in Deutschland ein ausgeprägtes Flächentarifsystem vorhanden, das für regionale Aushandlung von Löhnen nur wenig Raum lässt. Der Verhandlungsansatz war also eher auf sektoraler Ebene in Deutschland bedeutsam (Schwarze 1996, S. 487). Mittlerweile werden durch den verbreiteten Einsatz von Betriebsvereinbarungen und ähnlichen Flexibilitätsmaßnahmen die Lohnverhandlungssysteme in Deutschland offener für regionale Verhandlungen, so dass der Verhandlungsansatz auch in Deutschland für die Erklärung der Lohnkurve an Bedeutung gewinnt. Eine vergleichbare Wirkung des regionalen Lohnniveaus liegt für die Verhandlungsmacht des einzelnen Arbeitnehmers vor. Eine hohe regionale Arbeitslosigkeit in der Region mindert seine Chancen auf einen anderen Arbeitsplatz, so dass er weniger Möglichkeiten hat, gegenüber dem Arbeitgeber ein höheres Gehalt durchzusetzen (Blien 1995, S. 156).

Im Sinne des Effizienzlohnansatzes wird davon ausgegangen, dass die Lohnhöhe die Arbeitsproduktivität beeinflusst. Die Firmen bezahlen im Vergleich zu marktüblichen Löhnen (beispielsweise Tariflöhne) höhere Löhne (wage drift), um die Mitarbeiter zu hoher Arbeitsleistung zu motivieren. Da die Arbeitsverträge meist keine exakte Definition der Arbeitsleistung beinhalten, besteht die Gefahr, dass Mitarbeiter bummeln. Im Gegenzug besteht jedoch für die Mitarbeiter das Risiko, beim Faulenzen entdeckt und daraufhin entlassen zu werden. In diesem Fall muss sich der Mitarbeiter eine neue Arbeitsstelle suchen. Bei hoher Arbeitslosigkeit ist es schwieriger, eine neue Stelle zu finden, so dass weniger Mitarbeiter das Risiko eingehen, beim Bummeln entdeckt zu werden. Die Unternehmer müssen dementsprechend bei hoher Arbeitslosigkeit geringere Löhne zahlen, um die Arbeitskräfte zur selben Arbeitsleistung zu motivieren (Blanchflower, Oswald 1994a, S. 11-12, Blien 2003, S. 443).

Der Effizienzlohnansatz wird zumindest für Deutschland als geeignetste Begründung für die Existenz einer Lohnkurve eingeschätzt. Daneben ist vor allem der genannte Verhandlungsansatz zu beachten, der insbesondere in Ländern von Bedeutung ist, in denen Löhne nicht überregional ausgehandelt werden (Blien 2003, S. 443). Einige weitere denkbare Erklärungsansätze sollen nur kurz vorgestellt werden, da sie in der Literatur als nicht so bedeutend wie der Verhandlungsansatz und der Effizienzlohnansatz gelten.

Bei der Theorie der impliziten Kontrakte wird durch die Firmen der Nutzen von Eigentümern und Arbeitnehmern gleichzeitig maximiert. Dazu hält die Firma das Lohnniveau auch trotz Nachfragerückgängen aufrecht. Aufgrund der mangelnden Lohnflexibilität muss jedoch Arbeitslosigkeit in Kauf genommen werden. Daraus schließen Blanchflower und Oswald, dass Regionen mit hohen Löhnen eine hohe Arbeitsproduktivität haben, die wiederum zur Einstellung weiterer Arbeitskräfte und somit zu geringerer Arbeitslosigkeit führt (Blien 2003, S. 444).

Der Ungleichgewichtsansatz, der von Blanchflower und Oswald zwar erläutert, jedoch zurückgewiesen wird, verändert den Charakter der Lohnkurve deutlich. Statt einer stabilen Beziehung ist die Lohnkurve hier Teil eines Anpassungsprozesses bei Störungen des Arbeitsmarktgleichgewichts. Dadurch verliert jedoch die Lohnkurve ihre Stabilität und nimmt in Abhängigkeit der Anpassungsphase unterschiedliche Gestalt an (Blien 2003, S. 444).

Blien (2003, S. 445) weist darauf hin, dass die Argumentation von Blanchflower und Oswald im Hinblick auf die Lohnkurve nicht vollkommen konsistent ist. Einerseits verwerfen sie die genannte Erklärung der Lohnkurve als Anpassungsprozess, andererseits erläutern sie an anderer Stelle, dass die Lohnkurve mit einem langfristig positiven Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Entlohnung zusammenhängen kann.

Das starke Interesse an den Untersuchungen zur Lohnkurve ergibt sich weniger aus der Höhe des Zusammenhangs, da die Veränderungen des Reallohnes relativ gering im Verhältnis zu den dafür benötigten großen Änderungen der Arbeitslosenquote ist. Vielmehr leitet sich das Interesse aus dem damit einhergehenden Nachweis für die imperfekte Bestimmung des Lohnes durch Wettbewerbskräfte ab (Nijkamp, Poot 2005, S. 422-423). Darüber hinaus zeigt die Lohnkurve, dass Regionen mit hoher Arbeitslosigkeit durch geringere Löhne ein weiteres Mal benachteiligt werden. Auch daraus erklärt sich das große Interesse von Ökonomen und Regionalwissenschaftlern (Ehlhorst, Blien, Wolf 2007, S. 174). Schließlich weckte die erstaunliche Stabilität des Elastizitätskoeffizienten in verschiedenen Ländern das Interesse der Forscher, da sie im Gegensatz zu der Beobachtung steht, dass der Arbeitsmarkt in verschiedenen Ländern durch völlig unterschiedliche Voraussetzungen charakterisiert ist (Schwarze 1996, S. 487).

2.2. Der Stand der Forschung und methodische Aspekte der Untersuchungen zur Lohnkurve

Aufgrund des im letzten Abschnitt hervorgehobenen starken Interesses an der Lohnkurve wurden zahlreiche empirische Untersuchungen zur Lohnkurve durchgeführt. Im Folgenden werden insbesondere die Untersuchungen zur Lohnkurve in Deutschland betrachtet.⁴ Seit der Entwicklung der Lohnkurventheorie durch Blanchflower und Oswald wurde die Lohnkurve in Deutschland sowohl mit unterschiedlichen regionalen Abgrenzungen, Zeit- und Datengrundlagen als auch mit verschiedenen Verfahren geschätzt. Eine besonders umfassende Übersicht über verschiedenen Schätzungen der Lohnkurve in Deutschland, die bis zum Jahr 2003 veröffentlicht wurden, bietet Blien (2003, S. 454-455).

Schon vor der Entstehung der Lohnkurvenliteratur bezog Jakoby (1990) die regionale Arbeitslosenquote linear als Einflussfaktor auf die regionale Entlohnung in eine Schätzung mit ein. Die ersten Untersuchungen mit direktem Bezug zur Lohnkurve in Deutschland stammen von Gerlach und Wagner (1994, 1995) sowie von Blanchflower und Oswald (1994) selbst. Insbesondere Blien hat seit Beginn der Lohnkurvendiskussion zahlreiche Schätzungen für Deutschland veröffentlicht.

Seit der genannten Übersicht aus dem Jahr 2003 wurden weitere Schätzungen der Lohnkurve in Deutschland vorgenommen, die der Tabelle 2-1 entnommen werden können.

⁴ Für eine Übersicht internationaler Untersuchungen zur Lohnkurve vgl. Nijkamp, Poot (2005) und Blanchflower, Oswald (2005)

Tabelle 2-1: Empirische Ergebnisse zur Lohnkurve in Deutschland seit dem Jahr 2003

Untersuchung	Regionaleinheiten	Daten	Elastizität Lohn/Arbeits- losigkeit	Anmerkungen
Buscher (2003)	Siedlungsstruktu- relle Kreistypen in Ostdeutschland, 9 Regionaleinheiten	IAB- Betriebspanel (produzieren- des Gewerbe)	-0.066 -0.183***	Querschnittsschät- zung 2002 Panelschätzung 1998- 2002 mit zufälligen Effekten
Sanz Galdea- no, Turunen (2005)	15 Regionen Ge- samtdeutschlands, integriert in europä- ische Analyse	ECHP, SOEP, Regio- Database	-0,121**	Panelschätzung 1995- 2001 mit fixen indi- viduellen Effekten
Baltagi, Blien, Wolf (2007)	326 Landkreise in Westdeutschland	IAB- employment- statistics	-0.01**	Panelschätzung 1980- 2004
Ehlhorst, Blien, Wolf (2007)	114 Landkreise Ostdeutschlands	IAB- employment- statistics	-0,039**	Panelschätzung 1993- 1999 SFD-2SLS- Schätzung
Ammermueller, Lucifora, Origo, Zwick (2007)	16 Bundesländer, Gesamtdeutschland	Mikrozensus, INKAR	-0,051 (Gesamtdeutschland) 0,006 (Westdeutschland) -0,309* (Ostdeutschland)	Panelschätzung 1996- 2003, Fixe Effekte für Zeit und Region

*** Einfluss gesichert bei 1%-igem Signifikanzniveau

** Einfluss gesichert bei 5%-igem Signifikanzniveau

* Einfluss gesichert bei 10%-igem Signifikanzniveau

Aus der Tabelle 2-1 sowie der genannten Übersicht von Blien geht hervor, dass sich die Schätzungen der Lohnkurve in Deutschland nicht nur im Ergebnis sondern auch in verschiedenen methodischen Punkten ganz wesentlich voneinander unterscheiden.

2.2.1. Regionale Abgrenzung und Berücksichtigung regionaler Abhängigkeiten

Die Schätzungen unterscheiden sich nach den regionalen Abgrenzungen. So finden sich Schätzungen auf Bundeslandebene, für Raumordnungsregionen, für Arbeitsamtsbezirke sowie Kreise. Aus der Lohnkurventheorie ist die Forderung nach der Nutzung regionaler Arbeitsmärkte abzuleiten, da aufgrund hoher Wechselkosten für einen Übertritt in einen anderen regionalen Arbeitsmarkt insbesondere die regionalen Gegebenheiten für die Arbeitsmarktsituation ausschlaggebend sind. Die Forderungen an einen regionalen Arbeitsmarkt – innere Homogenität der Arbeitsmarktverhältnisse und Abgeschlossenheit nach außen im Hinblick auf Pendlerbeziehungen – werden von den genannten regionalen Untersuchungseinheiten unterschiedlich stark berücksichtigt. Während kleinräumige Aufteilungen wie etwa Kreise die Bedingung der Homogenität in hohem Maße erfüllen, bestehen zwischen Kreisen zum Teil erhebliche Pendlerverflechtungen. Bundesländer erfüllen dagegen das Kriterium der gegenseitigen Abgeschlossenheit der Arbeitsmärkte besser, sind aber schon aufgrund ihrer Größe nicht sehr homogen. Darüber hinaus sind zumeist die Daten für empirische Untersuchungen lediglich für administrative Einheiten vorhanden, so dass keine vollkommen freie Gestaltung von Arbeitsmärkten erfolgen kann und in den Untersuchungen auf entsprechende Verwaltungsgebiete zurückgegriffen werden muss (Blien 1995, S. 159, 162).

Da die Lohnkurve mit Hilfe von regionalen Untersuchungseinheiten geschätzt wird, werden die Schätzungen von verschiedenen Autoren um die Berücksichtigung von räumlichen Effekten erweitert. Schon aus der Abgrenzung der regionalen Untersuchungseinheiten kann sich ein Grund für räumliche Autokorrelation in den Schätzungen ergeben. Aufgrund der engen Pendlerbeziehungen zwischen den Kreisen Westdeutschlands erwarten etwa Longhi, Nijkamp, Poot (2006, S. 716) räumliche Abhängigkeiten. Auch Büttner (1999, S. 48) verweist darauf, dass die willkürliche Abgrenzung der Regionen die räumlichen Abhängigkeiten beeinflusst und damit das gesamte Ergebnis der Schätzungen für den Zusammenhang zwischen regionaler Arbeitslosenquote und Entlohnung verändert.

Darüber hinaus ist es selbst bei der Abgrenzung funktionaler Regionen nicht möglich, sämtliche interregionalen Verflechtungen abzubauen. Die Verflechtungen werden lediglich minimiert; trotzdem können die Regionen sich weiterhin gegenseitig beeinflussen.

Büttner (1996, S. 475-478) hat bei seinen Berechnungen der Lohnkurve für die Kreise Westdeutschlands – auch international – als einer der ersten Autoren räumliche Abhängigkeiten berücksichtigt. Er bezieht dazu in seine Schätzung die nach Entfernung gewichtete Lohnhöhe in benachbarten Regionen als Regressionsglied ein.

2.2.2. Datengrundlage

Ein wichtiger Faktor, in dem sich die Schätzungen zur Lohnkurve unterscheiden, liegt in den verwendeten Daten. Dabei sind verschiedene Aspekte zu unterscheiden:

- Auf welcher zeitlichen Basis werden die Lohndaten erfasst? Card (1995, S. 791-792) zeigt, dass sich die Lohnkurve in Abhängigkeit der Nutzung von Stunden-, Wochen- oder Jahreslöhnen für die Analyse verändert. Dies hat seine Ursache in den Schwankungen der Anzahl der Arbeitsstunden und der damit einhergehenden Produktivität der Arbeitskräfte in der Monats- und Jahresbetrachtung.
- Welche Bevölkerungsgruppen werden in die Untersuchung miteinbezogen? In der Literatur finden sich häufig Untersuchungen für sehr spezifische Bevölkerungs- bzw. Lohngruppen, um den Einfluss anderer Faktoren auf die Lohnhöhe zu eliminieren. Beispielsweise werden in einigen Untersuchungen nur die Löhne einer einzigen Berufsgruppe ausgewertet (z. B. Produzierendes Gewerbe bei Buscher (2003)) und in anderen Untersuchungen werden bestimmte Berufsgruppen von der Schätzung ausgeschlossen (z. B. Beamte in Deutschland, da sie weitestgehend bundeseinheitlich bezahlt werden (Gerlach, Wagner 1995, S. 102)). Häufig werden die Lohnkurven nach Geschlecht getrennt analysiert, da sie für Männer und Frauen unterschiedlich zu sein scheint (Groot, Mekkeholt, Osterbeek 1992, S. 355-359). Teilweise liegt die Auswahl der einbezogenen Bevölkerungsgruppen auch schlicht an der Verfügbarkeit der Daten.
- Werden Nominallöhne oder Reallöhne für die Untersuchung herangezogen? Aus der Theorie zur Lohnkurve ergibt sich, dass Reallöhne die adäquate Datengrundlage sind. Die Unterscheidung beruht darauf, dass meist keine regionalen Preisindizes, mit denen Reallöhne berechnet werden können, vorliegen. Nijkamp und Poot (2005, S. 430) stellen in ihrer Metaanalyse fest, dass lediglich 8 der 208 in ihrer Untersuchung enthaltenen Studien Reallöhne verwenden.
- Welche Einflussgrößen werden neben der regionalen Arbeitslosenquote in den Regressionsansatz aufgenommen? Schwarze (1996, S. 488) verweist darauf, dass die Lohnkurve nur sinnvoll geschätzt werden kann, wenn auch andere den Lohn beeinflussende Merkmale in die Schätzung miteinbezogen werden. Dazu werden insbesondere Ansätze aus der Humankapitaltheorie, bei denen der Lohn beispielsweise von Qualifikation und Erfahrung des Arbeitnehmers abhängt, um die regionale Arbeitslosenquote ergänzt. Die Merkmale können alternativ zur Integration in den Regressionsansatz auch dazu verwendet werden, – wie oben am Beispiel der Berufsgruppen erläutert – für bestimmte Gruppen der Bevölkerung spezifische Lohnkurven zu schätzen. In

Abhängigkeit des gewählten Regressionsmodells werden die Merkmale den Individuen selbst oder als Anteilswerte den Regionen zugeordnet. Die folgende Auflistung zeigt die gängigsten Variablen:

- Anzahl der Arbeitsstunden (Büttner 1999, S. 53)
Die Aufnahme der Arbeitsstunden in die Regression stellt einen anderen Ansatz zur Lösung des oben genannten von Card aufgezeigten Problems dar, dass Jahres oder Monatslöhne nicht nur Lohn- sondern auch Arbeitsstundenschwankungen erfassen.
- Überstunden
Vergleichbar mit den Arbeitsstunden können Unterschiede in der Anzahl der Überstunden die Lohnkurve beeinflussen (Bellmann, Blien 2001, S. 860-861).
- Geschlecht
Die Aufnahme des Geschlechts stellt eine Alternative zu der oben genannten getrennten Analyse von Lohnkurven für Frauen und Männer dar. Die Lohnkurve der Frauen unterscheidet sich von der Lohnkurve der Männer, da sie noch immer weniger verdienen und da Frauen tendenziell eher den Arbeitsmarkt insgesamt verlassen (discouraged worker effekt) (Groot, Mekkeholt, Osterbeek 1992, S. 355-356).
- Ausbildungsstand der Arbeiter (Schulbildung, berufliche Ausbildung)
Der Lohn ist bei besser ausgebildeten Personen tendenziell höher. Da besser ausgebildete Mitarbeiter von größerer Bedeutung für das Humankapital der Firmen sind, bleiben ihre Löhne darüber hinaus stabiler (Card 1995, S. 793).
- Dauer des Arbeitsverhältnisses
Aufgrund der Annahme, dass Arbeiter bei langer Betriebszugehörigkeit mehr firmenspezifisches Humankapital aufgebaut haben, variieren ihre Löhne nicht so stark (Card 1995, S. 793).
- Alter (Card 1995, S. 793-794)
- Stellung im Beruf (Baltagi, Blien 1998, S. 141)
- Familienstand (Baltagi, Blien 1998, S. 141)
- Nationalität (Baltagi, Blien 1998, S. 141)
- Teilzeitbeschäftigung (Blanchflower, Oswald 1990, S. 225)
- Kontrollintensität der Arbeitsleistung
Mit steigender Kontrolle steigt die Gefahr, beim Bummeln entdeckt zu werden. Im Sinne des Effizienzlohnansatzes sind die Arbeiter dadurch stärker von Ar-

beitslosigkeit bedroht, es genügt also ein geringerer Lohn zur Förderung der Motivation der Arbeitskräfte (Blanchflower, Oswald 1996).

- Arbeitsbedingungen (Gerlach, Wagner 1995, S. 103)
- Gewerkschaft

Ist eine Gewerkschaft vorhanden, die mit den Arbeitgebern Tarifverträge aushandelt, die weniger flexibel als individuelle Arbeitsverträge sind, wird der Lohn weniger auf regionale Schwankungen der Arbeitslosigkeit reagieren (Card 1995, S. 793).
- Betriebsgrößen

Es ist festzustellen, dass die Löhne in großen Betrieben höher sind als in kleinen Betrieben (Wagner 1996, S. 484).
- Modernitätsgrad der technischen Ausstattung (Bellmann, Blien 2001, S. 860)
- Arbeitsproduktivität als Produktionswert pro Beschäftigten

Darüber lassen sich Unterschiede im Sach- und Humankapitaleinsatz in den Betrieben erfassen (Wagner 1996, S. 484).
- Anteil freier Stellen (Bellmann, Blien 2001, S. 860)
- Anteil Entlassungen (Bellmann, Blien 2001, S. 860)
- Anteil zeitlich befristeter Stellen (Bellmann, Blien 2001, S. 860)
- Branchenklassifikationen, sektorale Beschäftigungsanteile

Die Löhne in verschiedenen Branchen und Sektoren sind grundsätzlich unterschiedlich wodurch die Lohnkurve beeinflusst wird (Wagner 1996, S. 484, Blanchflower, Oswald 1996, Büttner 1996).
- Regionsklassifikation

Die unterschiedlichen Voraussetzungen einer Region (Land, Stadt, Metropole) haben einen Einfluss auf den Lohn (Blien 1995, S. 160, Bellmann, Blien 1996, S. 469).
- Einwohnerdichte (Schwarze 1996, S. 488)

Entsprechend der Regionsklassifikation wird über dieses Merkmal der Urbanisierungsgrad erfasst, da die Löhne in Städten höher sind.
- Arbeitsmarktpolitische Maßnahmen wie Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen

Pannenberg und Schwarze (1996) berechnen die Lohnkurve für Ostdeutschland nicht mit Hilfe der Arbeitslosenquote, sondern mit der Quote der Arbeitssuchenden, also der Summe aus Fortbildungsteilnehmern und Arbeitslosen.

- Die Löhne des öffentlichen Sektors.
Diese Löhne sind zumeist überregional festgelegt und eventuell zusätzlich eher Ausdruck politischer als marktlicher Gegebenheiten (Card 1995).
- Überregionale und nationale Arbeitslosenquoten, Geschlechts- und Branchenspezifische Arbeitslosenquoten (Büttner, Fitzenberger 1998)

Darüber hinaus werden einige Variablen wie beispielsweise das Alter zusätzlich quadriert in die Regressionsgleichung miteinbezogen, um auch nichtlineare Effekte zu erfassen.

2.2.3. Unterschiedliche Schätzansätze

Neben unterschiedlichen Regionaleinheiten und Datengrundlagen unterscheiden sich die verwendeten Schätzmethoden selbst voneinander. Im ursprünglichen Ansatz werden individuelle Lohn- und Personendaten verwendet und mit der regionalen Arbeitslosigkeit in Verbindung gebracht (Blanchflower, Oswald 1994a, S. 4-5).

$$(2-2) \quad \ln W_{irt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln U_{rt} + \sum_{j=2}^m \beta_j \cdot X_{jirt} + \varepsilon_{irt}$$

i = Individuum i

r = Region r

t = Zeitpunkt t

W = Lohn

U = Unterbeschäftigung

X_j = Weitere Merkmale (j = 0, ..., m)

ε = Störterm

β_j = (zu schätzende) Regressionskoeffizienten (j = 0, ..., m)

Die Daten dieser Schätzung entstammen also zwei verschiedenen Ebenen. Zum einen werden Individualdaten verwendet, die Arbeitslosigkeit wird jedoch auf der Ebene der Region erfasst. Card (1995, S. 788-789) weist in diesem Zusammenhang auf zwei Probleme hin: Zum einen muss beachtet werden, dass für die Freiheitsgrade der Regression nicht die Anzahl der Individuen, sondern die Anzahl der Regionen multipliziert mit der Anzahl der Zeiteinheiten entscheidend ist. Zum anderen ist zu beachten, dass durch die Regression über zwei Ebenen die t-Werte der Regressionskoeffizienten überschätzt werden, die Koeffizienten also fälschlich als signifikant erkannt werden können. Dieser Effekt lässt sich dadurch begründen, dass die Indi-

viduen innerhalb einer Region Gemeinsamkeiten aufweisen, die weder durch die individuellen Merkmale noch durch die regionale Arbeitslosigkeit erfasst werden. Dadurch sind die Fehlerterme der Individuen einer Region positiv miteinander korreliert. Dieses nach Moulton benannte Problem kann auf verschiedene Arten gelöst werden.

Eine einfache Möglichkeit stellt die Bildung des Durchschnittswertes bzw. des Anteilswertes der Individualdaten pro Region und Zeiteinheit dar. Dadurch fällt der Index i aus Formel 2-2 weg und das Moulton-Problem zu hoher Signifikanzwerte wird verhindert, da nun alle Variablen auf derselben Ebene ermittelt werden (Card 1995, S. 789).

$$(2-3) \quad \ln W_{rt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln U_{rt} + \sum_{j=2}^m \beta_j \cdot X_{jrt} + \varepsilon_{rt}$$

Ein anderer Weg zur Unterbindung des Moulton-Problems wird insbesondere von Blien (1995, S. 161-162) besprochen, der auf ein Mehrebenenmodell als eine Verallgemeinerung von Panelmodellen mit zufälligen Effekten zurückgreift, bei der explizit Abhängigkeiten zwischen den Beobachtungen zugelassen werden. Hierbei werden regionspezifische Fehlerterme ermittelt, die dementsprechend für alle Individuen in einer Region konstant sind. Dadurch wird die Korrelation zwischen den Individuen einer Region, die der Grund für die überhöhten t -Werte ist, abgebaut.

Ein weiterer Faktor, in dem sich die Schätzmethoden unterscheiden, sind die genutzten Zeitscheiben. Bei einer Querschnittsanalyse werden die Regionen lediglich für einen bestimmten Zeitpunkt t betrachtet. Der Index t in den Formeln 2-2 und 2-3 ist in diesem Fall nicht notwendig. Werden Daten für mehrere Zeitpunkte innerhalb einer Regression verwendet, liegt ein Panelmodell vor. Daraus ergibt sich ähnlich zu der Korrelation der Individualdaten auf räumlicher Ebene eine Abhängigkeit der Individual- und Regionaldaten im Zeitablauf. Auch hierbei kann ein Mehrebenenmodell zur Lösung eingesetzt werden (Bellmann, Blien 1996, S. 468). Die Anwendung eines Panelmodells ist in der Literatur wesentlich häufiger anzutreffen. Rendtel und Schwarze (1996, S. 491) weisen darauf hin, dass ein Panelmodell bei der Nutzung von Individualdaten insbesondere notwendig ist, um mit Hilfe regionaler Dummy-Variablen auf unbeobachtete regionale Effekte zu kontrollieren.

Bei der Schätzung von Panelmodellen stellt sich die Frage, inwieweit regions- und zeitspezifische Effekte berücksichtigt werden. Hierbei ist zusätzlich zu unterscheiden, ob die Modelle mit fixen Effekten oder mit zufälligen Effekten geschätzt werden. Auch spezifische Effekte des Individuums, falls mit der nicht aggregierten Funktion aus Formel 2-2 gearbeitet wird, können berücksichtigt werden (Blien 2003, S. 448).

Einen weiteren methodischen Aspekt bringen Büttner und Fitzenberger (1998) in die Lohnkurvenuntersuchungen ein. Sie schätzen die Lohnkurve mit Hilfe der Quantilsregression, wodurch die Lohnkurve im Hinblick auf die Lohnverteilung geschätzt wird.

Schließlich lassen sich die verschiedenen Schätzansätze methodisch danach unterscheiden, ob räumliche Abhängigkeiten der Regionen untereinander berücksichtigt wurden. Wie oben geschildert können Abhängigkeiten zwischen den Regionen schon allein aufgrund der verschiedenen regionalen Abgrenzungen entstehen; darüber hinaus bestehen tatsächliche Verflechtungen zwischen den Regionen. Liegen in den genutzten Daten solche intraregionalen Beziehungen vor, muss der Regressionsansatz dementsprechend geändert werden.

Aus der gezeigten methodischen Vielfalt und den Vor- und Nachteilen der jeweiligen Modelle leitet Blien (2003, S. 448) den Schluss ab, dass Untersuchungen zur Lohnkurve mit unterschiedlichen Methoden durchzuführen und die Ergebnisse der verschiedenen Modelltypen unter inhaltlichen Gesichtspunkten zu beurteilen sind, um schließlich zu einem Gesamtbild zu kommen. Kein Modell kann als das einzig gültige anerkannt werden, alle Modelle besitzen inhaltliche oder methodische Vor- und Nachteile.

3. Ökonometrische Analyse der Lohnkurve in Deutschland

Obwohl die Lohngleichung – auch für Deutschland – bereits häufig geschätzt wurde, wollen wir eine solche Analyse ein weiteres Mal vornehmen. Dies hat verschiedene Gründe:

- Wir nutzen regionale Arbeitsmärkte als Untersuchungseinheiten, während die bisherigen Untersuchungen meist Kreise oder Bundesländer, daneben aber auch Arbeitsamtsbezirke und Raumordnungsregionen, genutzt haben.
- Wir werden die Querschnitts- um eine Zeitraumanalyse, die Ergebnisse für die Jahre 1995 bis 2004 ausweist, ergänzen, um die Änderungen der Lohnelastizität im Zeitablauf zu verfolgen.
- Der Hauptgrund liegt aber darin, dass wir die bisherigen Lohnuntersuchungen methodisch erweitern wollen. Um den Effekt dieser Erweiterungen beurteilen zu können, bedarf es eines Bezugsfalles, der durch die Schätzung der herkömmlichen Lohngleichung (Kap. 3.2) gegeben ist. Unsere Weiterentwicklungen werden sich vor allem auf drei Aspekte beziehen:
 - o Wegen fehlender regionaler Preisniveaus wurde in den bisherigen Schätzungen der Lohnkurve nahezu ausschließlich der Nominallohn genutzt. Durch eigene

Schätzungen regionaler Preisniveaus auf Kreisebene in Deutschland ist es möglich, die Nominallöhne durch die – bei Fehlen von Geldillusion eigentlich entscheidenden – Reallöhne zu ersetzen.

- Liegt Autokorrelation zwischen den Residuen einer Regressionsanalyse vor, so sind die Annahmen der klassischen Regressionsrechnung verletzt; die eigentlich unterstellten stochastischen Eigenschaften der Störterme treffen nicht länger zu (Verletzung der BLUE-Eigenschaft). Die Schätzfunktion ist zwar weiterhin erwartungstreu und konsistent, aber nicht mehr effizient. Es muss ein modifizierter Schätzansatz durchgeführt werden, der der Abhängigkeit der Residuen Rechnung trägt. Wir werden die Lohnfunktion auf räumliche Autokorrelation untersuchen, sie nachweisen und ein Spatial-Error-Modell vorstellen, das im Ergebnis deutlich vom Grundmodell abweicht.
- Für unterschiedliche Staaten wird die Konstanz der Regressionskoeffizienten in der Lohngleichung mit dem Hinweis auf institutionelle Unterschiede bereits vielfach abgelehnt. Die Regressionskoeffizienten müssen jedoch auch innerhalb eines Landes nicht in allen Wirtschaftsräumen gleich sein, sondern können sich interregional erheblich voneinander unterscheiden. So mögen unterschiedliche gewerkschaftliche Organisationsgrade, Mitgliedschaften von Unternehmen in Arbeitgeberverbänden, Betriebsgrößen, Sektoralstrukturen, Einsätze von arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen usw. dazu führen, dass eine Region A im Lohnniveau ganz anders auf regionale Arbeitslosigkeit reagiert als eine Region B. Mit der GWR (Geographical Weighted Regression) steht der empirischen Regionalforschung ein methodisches Instrument zur Verfügung, das es erlaubt, die Hypothese gleicher Regressionskoeffizienten für alle Regionen zu testen und – bei Ablehnung der Annahme – regional unterschiedliche Parameter zu schätzen. Wir werden die GWR nutzen und nachweisen, dass sich die Auswirkung von Arbeitslosigkeit auf das Lohnniveau zwischen den regionalen Arbeitsmärkten in Deutschland erheblich voneinander unterscheidet.

3.1. Regionale Untersuchungseinheiten

Die Ergebnisse im Rahmen der empirischen Regionalforschung reagieren äußerst sensibel auf die Abgrenzung der der Untersuchung zugrunde gelegten regionalen Beobachtungseinheiten. Eine problemadäquate Regionalisierung, also eine Einteilung eines Gesamttraumes in Teilgebiete, die unverzerrte empirische Ergebnisse produziert, ist damit eine wichtige Aufgabe im Rahmen jeder empirischen Untersuchung, die auf Regionen aufbaut.

Im Rahmen empirischer Untersuchungen zur Lohnkurve löst sich dieses Problem durch die Anwendung regionaler Arbeitsmärkte, die eine Zusammenfassung von Zentrum und Umland darstellen und aufgrund von Berufspendlerbeziehungen abgegrenzt werden. Die Begründung für diese Abgrenzung ist, dass Nachfrage und Angebot an Arbeit in einem bestimmten Raumpunkt das dortige Lohnniveau bestimmen. Angebot und Nachfrage bestimmen sich aber nicht nur über die Verhältnisse in diesem Raumpunkt, sondern auch (und vor allem) über räumliche Funktionalbeziehungen, die weit über die einzelnen Raumpunkte hinausreichen. Hat etwa ein Unternehmen seinen Standort im Raumpunkt A und fragt Arbeitskräfte nach, so kommen für die Besetzung dieser Arbeitsplätze alle geeigneten Arbeitskräfte in Frage, die bereit sind, werktäglich zwischen ihrem Wohnsitz und dem Standort A zu pendeln. Der Einzugsbereich des Unternehmens in A stellt sich damit als Fläche dar, deren Ausdehnung (bei gegebener Verkehrsinfrastruktur) über die Pendelbereitschaft der Arbeitnehmer gebildet wird. Analog verläuft die Argumentation, wenn man einen in B wohnenden Arbeitnehmer betrachtet. Sein Aktionsradius bei der Suche nach einem geeigneten Arbeitsplatz beschränkt sich nicht nur auf den Standort B, sondern umfasst alle Raumpunkte, bis zu denen der Arbeitnehmer werktäglich zu pendeln bereit ist. Beide Argumentationslinien führen zum gleichen Ergebnis: Zentren sind mit ihrem Umland aufgrund von Pendelverflechtungen zu regionalen Arbeitsmärkten zusammenzufassen, damit die empirische Regionalanalyse die Realität widerspiegelnde Ergebnisse liefert.

Eckey, Kosfeld, Türck (2006, S. 299-309) grenzen aufgrund von Berufspendlerverflechtungen zwischen den Kreisen Deutschlands solche regionalen Arbeitsmärkte ab. Sie nutzen multivariate statistische Methoden, insbesondere die Faktorenanalyse mit schiefwinkliger Rotation, um regionale Arbeitsmärkte so abzugrenzen, dass die Berufspendlerverflechtungen innerhalb maximiert und zwischen den regionalen Arbeitsmärkten minimiert werden. Unter Nutzung des Kriteriums der zumutbaren Pendelentfernung von 45 Minuten für eine Wegstrecke gelangen sie zu 150 regionalen Arbeitsmärkten in Deutschland, die den folgenden empirischen Untersuchungen zugrunde gelegt werden.

Sie gehen aus Abbildung 3-1 hervor und sind durch statistische Kennziffern charakterisiert, wie sie der Tabelle 3-1 entnommen werden können.

Abbildung 3-1: Regionale Arbeitsmärkte in Deutschland



Tabelle 3-1: Ausgewählte Kennziffern regionaler Arbeitsmärkte in Deutschland im Jahr 2004

	N	Minimum	Maximum	Mittelwert	Standard- abweichung
Einwohner	150	63801	4436058	549762,38	680977,72
Fläche	150	438,17	12380,26	2380,51	1794,27
Einwohnerdichte	150	42,00	1667,68	233,11	228,77
Erwerbstätige (in 1000) am Arbeitsort	150	27,00	1908,40	258,82	338,87
Erwerbstätige am Arbeitsort je 100 Einwohner	150	34,25	63,70	45,30	4,57
BIP (in Tsd. €)	150	1226640	126755950	14939999,95	21920785,62
BIP je Einwohner	150	15461	43903	24636,34	5207,68
BIP je Erwerbstätigen am Arbeitsort	150	40228	74504	59889,82	53156,50
Einpendler - Auspendler	150	-25299	164712	784,01	24902,05
Pendlersaldo je 100 sozialversicherungspfl. Beschäftigte	150	-27,09	21,07	-5,13	8,64

Die regionalen Arbeitsmärkte sind relativ heterogen. So schwankt ihre Einwohnerzahl zwischen 63.801 (Daun) und 4.436.038 (Berlin). Besonders interessant ist der ausgewiesene Pendlersaldo Einpendler – Auspendler, der im Idealfall der vollkommenen Unabhängigkeit voneinander in allen regionalen Arbeitsmärkten 0 betragen müsste. Wegen diffuser Berufspendlerbeziehungen ist dieses Ideal aber nicht zu erreichen. Vielmehr pendeln die Arbeitnehmer der Quellkreise in unterschiedliche Zielkreise, so dass es lediglich gelingt, die Pendlerbeziehungen zwischen den regionalen Arbeitsmärkten zu minimieren, aber nicht, sie zu eliminieren. Der regionale Arbeitsmarkt mit dem höchsten Auspendlerüberschuss ist Elbe-Elster mit -27,09%, der regionale Arbeitsmarkt mit dem höchsten Einpendlerüberschuss ist Dingolfing mit 21,07%.

3.2. Die Lohngleichung im Standardfall

Die Schätzung der Lohngleichung im Standardfall dient uns als Ausgangspunkt für die methodischen Erweiterungen in den folgenden Abschnitten. Wir verwenden ein Querschnittsmodell für jedes Jahr des Analysezeitraums, dem oben erläuterten Moulton-Problem begegnen wir damit, dass wir über die Individuen regional gemittelte Lohndaten verwenden.

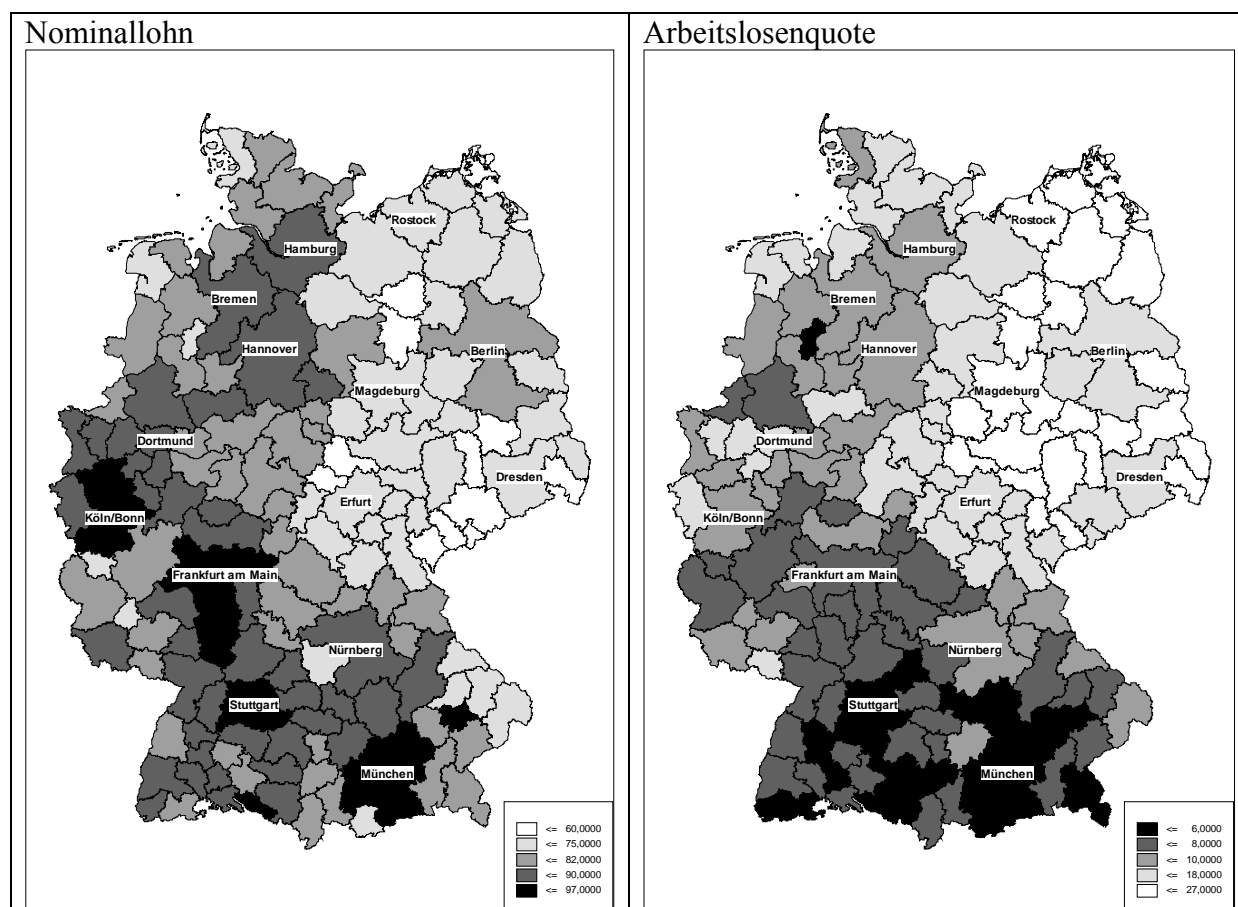
$$(3-1) \quad \ln Nw_r = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln U_r + \varepsilon_r$$

Nw = Nominallohn

r(r=1, 2, ..., 150)= regionaler Arbeitsmarkt r

Zur Messung des Nominallohns verwenden wir den Tageslohn (in €)⁵, zur Messung der Unterbeschäftigung die regionale Arbeitslosenquote (in %)⁶. Ihre räumliche Verteilungen und ihre Kennziffern gehen beispielhaft für das Jahr 2004 als letztes Jahr des Untersuchungszeitraums aus Abbildung 3-2 und Tabelle 3-2 hervor und zeigen das erwartete Bild eines starken Ost-West-Gefälles und eines schwächeren Gefälles zwischen Ballungsgebieten und ländlichem Raum. Beim Lohnniveau schwanken die Ausprägungen zwischen 52,86 € in Annaberg und 96,78 € in München, bei der Arbeitslosenquote zwischen 4,30% in Dingolfing und 26,76% in der Uckermark.

Abbildung 3-2: Nominales Lohnniveau und Unterbeschäftigung in den regionalen Arbeitsmärkten Deutschlands im Jahr 2004



⁵ Berechnet aus dem sozialversicherungspflichtigem monatlichem Bruttoentgelt, das uns freundlicherweise vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung zur Verfügung gestellt wurde.

⁶ Daten der Bundesagentur für Arbeit, entnommen den jeweiligen Jahrgängen der Statistik regional.

Tabelle 3-2: Deskriptive Statistiken des nominalen Lohnniveaus und der Arbeitslosigkeit in den regionalen Arbeitsmärkten Deutschlands im Jahr 2004

	N	Minimum	Maximum	Mittelwert	Standardabweichung
Nominallohn	150	52,86	96,78	76,6543	10,20228
Arbeitslosenquote	150	4,30	26,76	10,9743	5,50760

Die Schätzungen der Parameter β_0 und β_1 in Formel 3-1 führen für den Zeitraum von 1995 bis 2004 zu Ergebnissen, die der Tabelle 3-3 entnommen werden können. Demnach führt eine einprozentige Erhöhung der Arbeitslosenquote zu einer Senkung des nominalen Lohnniveaus zwischen 0,21% im Jahr 2000 und 0,3% im Jahr 1995. Die Elastizität nimmt von 1995 bis 2000 ab, um anschließend wieder anzusteigen; sie ist absolut höher als 0,1%, wie sie von Blanchflower und Oswald angegeben wurde.

Tabelle 3-3: Ergebnisse der absoluten nominalen Lohngleichung für die regionalen Arbeitsmärkte in Deutschland im Zeitraum 1995-2004

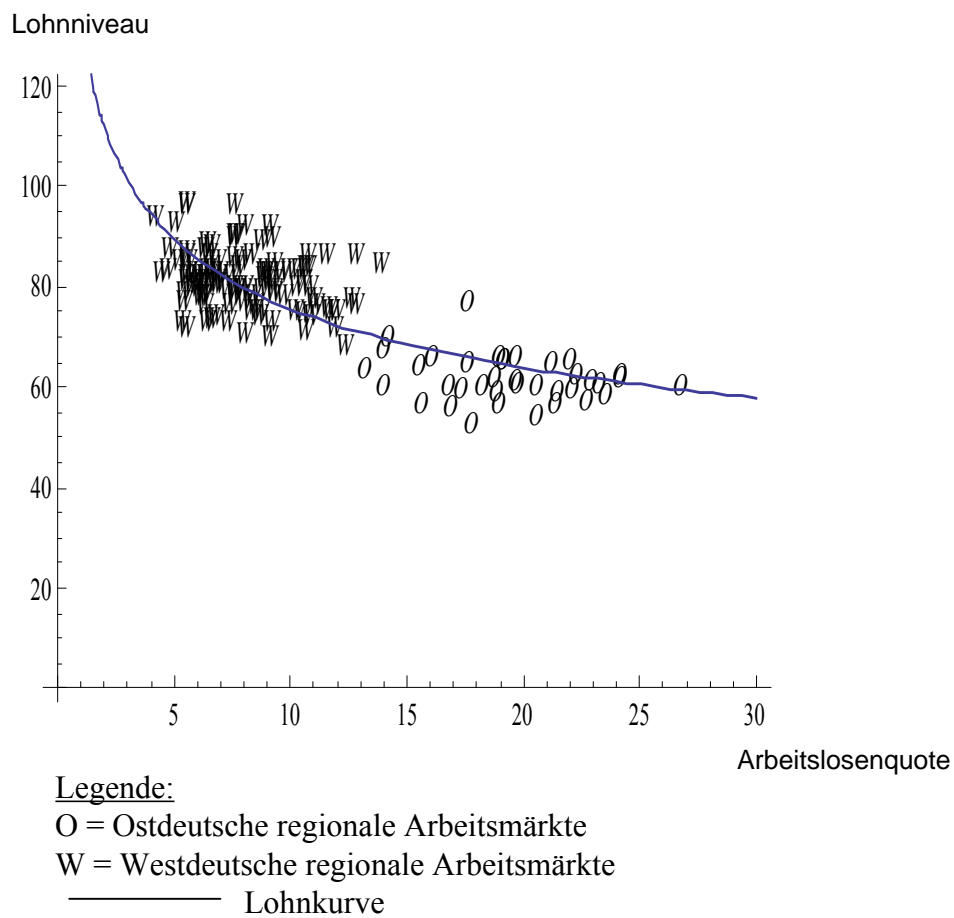
Jahr	Konstante $\hat{\beta}_0$	Arbeitslosenquote $\hat{\beta}_1$	Determinationskoeffizient
1995	4,8663**	-0,2967**	0,4451
1996	4,9065**	-0,2916**	0,4397
1997	4,9269**	-0,2798**	0,5273
1998	4,8621**	-0,2549**	0,5862
1999	4,8371**	-0,2446**	0,5612
2000	4,7542**	-0,2100**	0,5794
2001	4,7792**	-0,2185**	0,6280
2002	4,8316**	-0,2238**	0,6253
2003	4,9128**	-0,2458**	0,6568
2004	4,8860**	-0,2433**	0,6423

** Einfluss gesichert bei 5%-igem Signifikanzniveau

* Einfluss gesichert bei 10%-igem Signifikanzniveau

Diese hohe und enge Abhängigkeit des Lohnniveaus von der Arbeitslosenquote beruht insbesondere auf dem starken Gefälle zwischen den ost- und den westdeutschen regionalen Arbeitsmärkten, wie neben Abb. 3-2 auch Abb. 3-3 zum Ausdruck bringt.

Abbildung 3-3: Nominale Lohnkurve der regionalen Arbeitsmärkte Deutschlands 2004



Es bietet sich an, dieser ausgeprägten Dichotomie in Deutschland dadurch Rechnung zu tragen, dass getrennte Analysen für die ost- und westdeutschen Arbeitsmärkte durchgeführt werden, die in ihrem Ergebnis aus Tabelle 3-4 hervorgehen.

Tabelle 3-4: Ergebnisse der absoluten nominalen Lohngleichung für die regionalen Arbeitsmärkte in Ost- und Westdeutschland 1995-2004

Jahr	Ostdeutschland			Westdeutschland		
	Konstante	Arbeitslosenquote	Determinationskoeffizient	Konstante	Arbeitslosenquote	Determinationskoeffizient
1995	4,2753**	-0,1198**	0,1490	4,2920**	-0,0060	0,0006
1996	4,4667**	-0,1631**	0,1579	4,3507**	-0,0178	0,0047
1997	4,6621**	-0,2104**	0,1393	4,3988**	-0,0311	0,0134
1998	4,4160**	-0,1228	0,0514	4,4058**	-0,0309	0,0154
1999	4,3240**	-0,0889	0,0304	4,4116**	-0,0268	0,0129
2000	4,3647**	-0,0946	0,0418	4,4396**	-0,0346*	0,0264
2001	4,3528**	-0,0897	0,0432	4,4816**	-0,0498**	0,0551
2002	4,4273**	-0,0997	0,0454	4,5333**	-0,0632**	0,0652
2003	4,4254**	-0,0942	0,0447	4,5947**	-0,0840**	0,0954
2004	4,4256**	-0,1020	0,0578	4,5565**	-0,0762**	0,0805

** Einfluss gesichert bei 5%-igem Signifikanzniveau

* Einfluss gesichert bei 10%-igem Signifikanzniveau

Folgende Tatbestände fallen unmittelbar ins Auge:

- Der Einfluss der Arbeitslosenquote auf die Lohnhöhe ist deutlich niedriger als bei einer gesamtdeutschen Analyse. Die relativ hohe Arbeitslosigkeitselastizität des Lohnes beruht also stärker auf den immer noch bestehenden Unterschieden zwischen Ost und West und ist weniger Ausdruck einer interregional hohen Arbeitsmarktelastizität.
- Die Ergebnisse zwischen Ost- und Westdeutschland nähern sich im Zeitablauf an; während die Elastizität in den ostdeutschen regionalen Arbeitsmärkten zwischen 1995 und 2004 absolut leicht fallend war, ist sie bei den westdeutschen Wirtschaftsräumen im gleichen Zeitraum deutlich angestiegen. Beide Teilgebiete konvergieren gegeneinander, wobei der Konvergenzwert bei einer Elastizität von ungefähr -0,1 liegt.
- Der Determinationskoeffizient ist ausgesprochen niedrig; die ermittelte Elastizität ist in vielen Zeitpunkten nicht signifikant. Begründen lässt sich dieses unbefriedigende Ergebnis in mehrerer Hinsicht:
 - o Die Arbeitsmärkte sind verkrustet und starr. Lohnrigiditäten und Lohnfindungen zwischen Arbeitgeber- und Arbeitnehmerverbänden, die regionalen Besonderheiten nur unzureichend Rechnung tragen, führen zu einer Entkopplung von Markt- und Gleichgewichtslohn.

- Sozialtransfers stellen faktisch einen Mindestlohn dar, unter den der Marktlohn nicht absinken kann; überschreitet er den Vollbeschäftigungslohn, wird die Verbindung zwischen Lohnniveau und Arbeitslosigkeit lockerer.
- Im Gegensatz zu den genannten Erklärungen kann der Grund aber auch darin liegen, dass die oben genutzte absolute Lohngleichung der Realität nicht angemessen ist. Sie unterstellt, dass alle Regionen einen identischen Gleichgewichtslohn haben. Dieser wird aber durch weitere Größen beeinflusst, die interregionale Unterschiede aufweisen und damit die Vermutung begründen, dass die einzelnen regionalen Arbeitsmärkte aufgrund ihrer Standortbesonderheiten unterschiedliche Gleichgewichtslöhne aufweisen. In diesem Fall ist die absolute Lohngleichung in 3-1 durch eine bedingte Lohngleichung zu ersetzen, die dem Tatbestand regional unterschiedlicher Gleichgewichtslöhne Rechnung trägt. Sie hat folgendes Aussehen:

$$(3-2) \quad \ln Nw_r = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln U_r + \sum_{j=2}^m \beta_j \cdot \ln X_{jr} + \varepsilon_r$$

Will man diese bedingte nominale Lohngleichung schätzen, so sind die Kontrollvariablen X_r zu konkretisieren. Hierzu sind Einflussgrößen in den Schätzansatz aufzunehmen, die die Arbeitsproduktivität und damit die mögliche Entlohnung beeinflussen. Zu denken ist vor allem

- an die Verdichtung einer Region, da mit steigendem Agglomerationsgrad Akkumulations-, Produktions- und Urbanisierungsvorteile anwachsen. Zu beachten ist, dass auch Nachteile durch Überfüllung und Wettbewerb auftreten.
- an das regionale Humankapital, das in der modernen Wachstumstheorie als die entscheidende Größe für regionale Entwicklung angesehen wird, vor allem, weil es zu Innovationen führt und mit positiven externen Effekten verbunden ist (Frenkel, Hemmer 1999, S. 173 ff.).
- an das Geschlecht der Erwerbstätigen wegen des immer noch vorhandenen Lohnrückstandes der Frauen und da für Frauen und Männer ein unterschiedlicher Verlauf der Lohnkurve angenommen wird (Groot, Mekkeholt, Osterbeek 1992, S. 355-356).
- an die regional unterschiedliche Sektoralstruktur, da in den Wirtschaftszweigen unterschiedliche Löhne gezahlt werden, selbst dann, wenn man um die unterschiedliche Qualifikation der Beschäftigten bereinigt. Hierfür zeichnen sich sektoral unterschiedli-

che Betriebsgrößen, Arbeitsbedingungen und Dynamiken in der Entwicklung verantwortlich.

Wir erweitern das Modell der absoluten nominalen Lohngleichung deshalb um die Einwohnerdichte sowie die Anteile der Frauen, der Hochqualifizierten ((Fach-) Hochschulabsolventen) und der im Dienstleistungsbereich Erwerbstätigen an den Gesamtbeschäftigten.⁷

Bei der Einwohnerdichte sowie den Anteilen der Hochqualifizierten und der im Dienstleistungsbereich Erwerbstätigen zeigt sich ein deutliches Gefälle zwischen Ballungsgebieten und ländlichen Regionen, beim Anteil der Frauen ein ebenso deutliches Ost-West-Gefälle, wie in Abbildung 3-4 und auch in Tabelle 3-5 zu erkennen ist.

Im Folgenden wird die Schätzung in getrennten Analysen für Ost- und Westdeutschland durchgeführt, da bei allen getesteten Spezifikationen der starke Ost-West-Effekt das Ergebnis der Lohnkurvenschätzung für Gesamtdeutschland dominiert.

⁷ Weitere getestete Variable wie der Anteil der Teilzeitbeschäftigten, der Anteil der gering Qualifizierten und die durchschnittliche Betriebsgröße erwiesen sich durchgehend als nicht signifikant, so dass auf ihre Berücksichtigung im Modell verzichtet wird.

Abbildung 3-4: Weitere erklärende Variable der bedingten nominalen Lohngleichung 2004

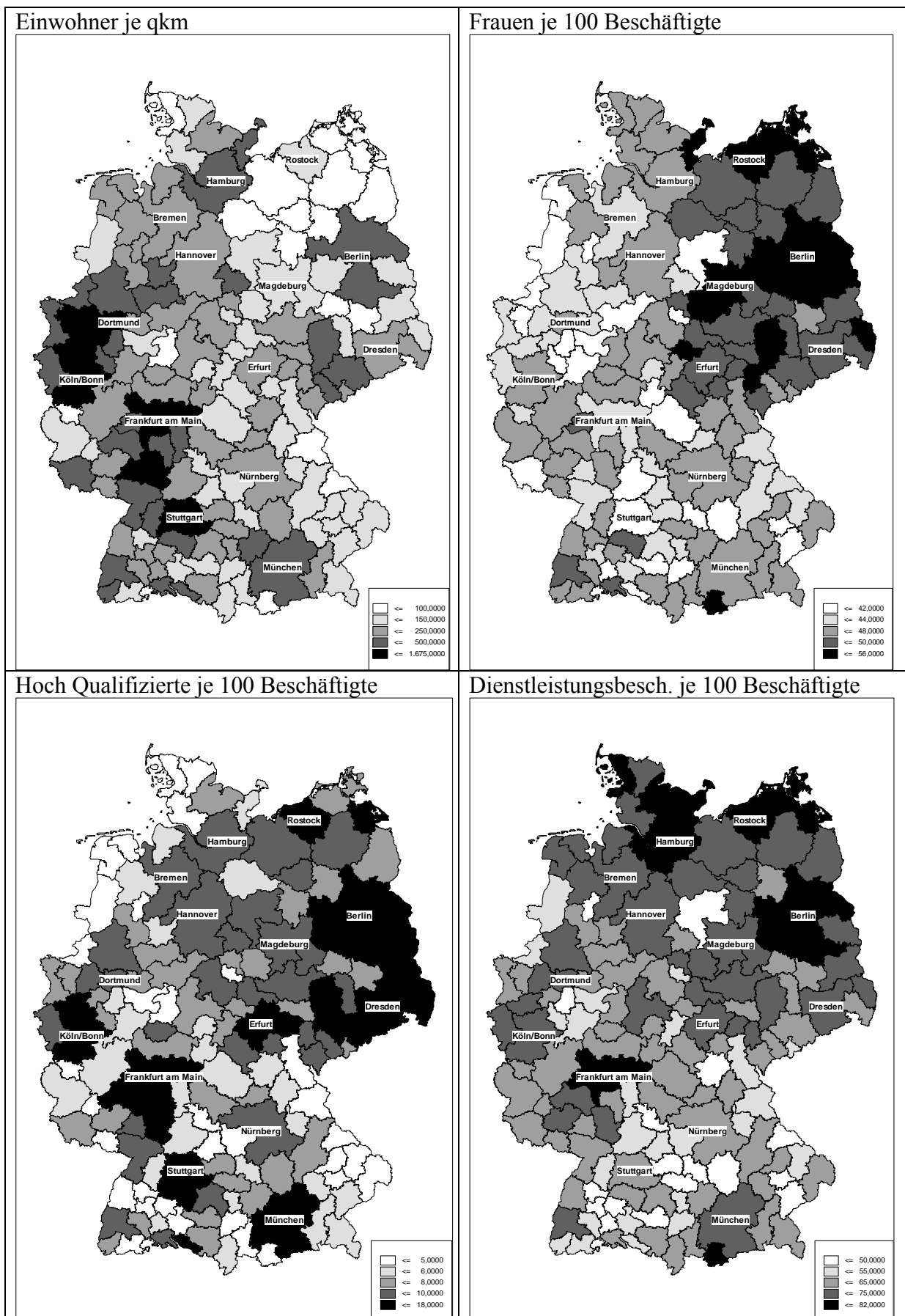


Tabelle 3-5: Kennziffern weiterer erklärender Variablen der bedingten Lohngleichung im Jahr 2004

Ostdeutschland

	N	Minimum	Maximum	Mittelwert	Standardabweichung
Einwohner je qkm	38	42,63	357,56	142,5145	79,29420
Frauen je 100 svpfl. Beschäftigte	38	45,25	55,89	49,7342	1,82711
Hoch Qualifizierte je 100 svpfl. Beschäftigte	38	6,05	17,56	9,3853	2,55627
Im Dienstleistungsbereich Erwerbstätige je 100 svpfl. Beschäftigte	38	52,12	81,44	67,1226	7,13614

Westdeutschland

	N	Minimum	Maximum	Mittelwert	Standardabweichung
Einwohner je qkm	112	70,31	1674,58	264,2919	254,13176
Frauen je 100 svpfl. Beschäftigte	112	29,59	52,74	44,1618	2,99418
Hoch Qualifizierte je 100 svpfl. Beschäftigte	112	3,09	15,97	6,7042	2,49165
Im Dienstleistungsbereich Erwerbstätige je 100 svpfl. Beschäftigte	112	25,93	79,11	59,1921	9,51683

In Ostdeutschland (Westdeutschland) liegt das Minimum für die Einwohnerdichte in Prignitz (Daun), das Maximum findet sich in Berlin (Essen). Beim Anteil der Frauen ist der Minimalwert in Eisenach (Dingolfing) und der Maximalwert in Rügen (Garmisch-Partenkirchen) zu finden. Den kleinsten Anteil Hochqualifizierter hat der Burgenlandkreis (Cham), den größte Anteil hat Jena (München) aufzuweisen. Der Anteil der im Dienstleistungsbereich Beschäftigten ist minimal in Eisenach (Dingolfing), maximal in Rügen (Nordfriesland).

Tabelle 3-6 weist die Ergebnisse der bedingten nominalen Lohngleichung für die ostdeutschen und westdeutschen regionalen Arbeitsmärkte aus.

Tabelle 3-6: Ergebnisse der bedingten nominalen Lohngleichung für die regionalen Arbeitsmärkte in Deutschland 1995-2004

Ostdeutschland

Jahr	Konstante	Arbeitslosenquote	Einwohnerdichte	Anteil der Frauen	Anteil der Hochqualifizierten	Anteil der Dienstleistungsbeschäftigten	Determinationskoeffizient
1995	4,7611**	-0,0226	0,0217	-0,7884**	0,0836*	0,4885**	0,6305
1996	5,5224**	-0,0533	0,0256	-0,9293**	0,0433	0,4866**	0,6422
1997	6,0326**	-0,0991	0,0207	-1,0670**	0,0394	0,5427**	0,7273
1998	6,0978**	-0,0750	0,0238	-1,0895**	0,0519	0,5259**	0,7419
1999	4,4501**	-0,0208	0,0235	-0,6860**	0,0878*	0,4897**	0,6560
2000	4,4631**	-0,0418	0,0217	-0,6725**	0,0726	0,5041**	0,6633
2001	5,8242**	-0,0809	0,0216	-1,0977**	0,0242	0,6275**	0,6704
2002	5,3436**	-0,0848	0,0247	-0,9293**	0,0576	0,5783**	0,7025
2003	5,2391**	-0,1098*	-0,0028	-0,8585**	0,0717	0,5818**	0,6382
2004	6,7216**	-0,1357**	-0,0138	-1,3577**	0,0589	0,7244**	0,7014

Westdeutschland

Jahr	Konstante	Arbeitslosenquote	Einwohnerdichte	Anteil der Frauen	Anteil der Hochqualifizierten	Anteil der Dienstleistungsbeschäftigten	Determinationskoeffizient
1995	5,3486**	-0,0352**	0,0278**	-0,3423**	0,0990**	-0,0083	0,7928
1996	5,3167**	-0,0411**	0,0289**	-0,3244**	0,0992**	-0,0074	0,7988
1997	5,4382**	-0,0495**	0,0276**	-0,3613**	0,0972**	0,0077	0,8129
1998	5,4575**	-0,0397**	0,0247**	-0,3636**	0,0984**	0,0050	0,7993
1999	5,4331**	-0,0512**	0,0337**	-0,3276**	0,1144**	-0,0287	0,7934
2000	5,4771**	-0,0513**	0,0327**	-0,3411**	0,1217**	-0,0264	0,8138
2001	5,4927**	-0,0547**	0,0333**	-0,3310**	0,1165**	-0,0337	0,8120
2002	5,4394**	-0,0613**	0,0371**	-0,2859**	0,1239**	-0,0613**	0,8349
2003	5,2597**	-0,0846**	0,0434**	-0,2342**	0,1099**	-0,0511*	0,8258
2004	5,1064**	-0,0783**	0,0445**	-0,1995**	0,1145**	-0,0586**	0,8214

** Einfluss gesichert bei 5%-igem Signifikanzniveau

* Einfluss gesichert bei 10%-igem Signifikanzniveau

Bei getrennten Analysen für Ost- und Westdeutschland nimmt die Lohnelastizität in Bezug auf die Arbeitslosenquote ähnliche Werte in beiden Landesteilen an. Die Lohnelastizität steigt absolut zwischen 1995 und 2004 an und nähert sich dem Wert -0,1. Die übrigen erklärenden

Variablen haben (weitestgehend) das erwartete Vorzeichen. So steigt die Lohnhöhe mit der Einwohnerdichte und dem Anteil der Hochqualifizierten und sinkt mit dem Anteil der Frauen an den Gesamtbeschäftigten. Es zeigen sich aber auch deutliche Unterschiede zwischen den ost- und westdeutschen Regionen:

- Die statistische Signifikanz ist bei der Analyse der westdeutschen deutlich höher als bei den ostdeutschen Arbeitsmärkten. Dies liegt auch an der im Westen größeren Anzahl der regionalen Beobachtungseinheiten, vor allem aber an stabileren Strukturen, die ein starkes Schwanken der Regressionskoeffizienten im Zeitablauf verhindern. Die nichtsignifikanten Ergebnisse für die Lohnkurve in Ostdeutschland lassen sich jedoch auch aus der Theorie der Lohnkurve erklären. Die Lohnkurve wird mit zunehmender Arbeitslosigkeit immer flacher und lässt sich daher nur bis zu einer gewissen Arbeitslosenquote nachweisen. Die hohe Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland kann dazu führen, dass die Lohnkurve nicht feststellbar ist, da weitere Steigerungen der Arbeitslosenquote nahezu keinen Einfluss auf die Lohnhöhe haben (Blanchflower, Oswald 1990, S. 222-223, Buscher 2003, S. 471).
- Die Einwohnerdichte hat in Westdeutschland erheblich, in Ostdeutschland dagegen einen nur unerheblichen Einfluss auf die Lohnhöhe, die darüber hinaus im Zeitablauf sogar negativ wird. Verantwortlich hierfür ist wahrscheinlich die gute Entwicklung des Fremdenverkehrs vor allem in den dünn besiedelten Wirtschaftsräumen Mecklenburg-Vorpommerns.
- Mit steigendem Frauenanteil geht das Lohnniveau in Ostdeutschland wesentlich stärker zurück als in Westdeutschland, was mit dem wesentlich größeren Angebotsdruck in den neuen Bundesländern zu tun haben mag.
- Mit steigender Qualifikation wächst der Lohn in Westdeutschland wesentlich stärker als im Osten. Hier wirkt sicherlich noch nach, dass in der DDR hohe formale Qualifikationen erworben wurden, die für ein marktwirtschaftliches System nur bedingt von Nutzen sind.
- In Westdeutschland hat der Anteil der im Dienstleistungsbereich Beschäftigten keinen Einfluss auf die Lohnhöhe, während sie im Osten neben dem Anteil der Frauen die entscheidende erklärende Variable darstellt. Zurückzuführen ist dies auf den Tatbestand, dass die Konvergenz zwischen Ost- und West im Dienstleistungsbereich wesentlich schneller verläuft als im produzierenden Gewerbe (Eckey, Kosfeld, Türck, 2005, S. 16).

Die Ergebnisse des vorstehend dargestellten Grundmodells der Lohnkurve enthält zwar bereits mit der Verwendung regionaler Arbeitsmärkte als räumliche Untersuchungseinheiten eine Neuerung, orientiert sich aber im Vorgehen deutlich an Untersuchungen, wie sie bereits umfangreich in der Literatur dokumentiert worden sind. Methodisch neu sind dagegen die folgenden Untersuchungen, bei denen wir mit dem Übergang vom nominalen zu realen Lohnniveau beginnen wollen.

3.3. Die erweiterte Lohngleichung

3.3.1. Vom Nominal- zum Reallohn

Betrachtet man Geldillusion als nicht vorhanden, zumindestens aber nur als temporäres Phänomen, so orientieren sich die Wirtschaftssubjekte nicht am Nominal-, sondern am Reallohn. Damit werden regionale Preisniveaus zu einem zentralen Element der Regionalökonomie. Obwohl dieser Tatbestand unbestritten ist, hat man allerdings bisher in empirischen Untersuchungen zur Lohnkurve nahezu ausschließlich das nominale Lohnniveau genutzt, weil Angaben zu regionalen Preisniveauunterschieden von der amtlichen Statistik nicht geliefert werden und auch ansonsten nicht zur Verfügung stehen. Roos (2006, S. 1553-1566) hat den ersten Versuch unternommen, regionale Preisniveaus zu schätzen. In deutlicher Erweiterung der von ihm gewählten Vorgehensweise haben Kosfeld, Eckey und Lauridsen (2007) ebenfalls eine solche Schätzung vorgenommen, die den folgenden Untersuchungen zugrunde liegen.

Abbildung 3-5 zeigt das regionale Preisniveau und den Reallohn im Jahr 2004 in den regionalen Arbeitsmärkten Deutschlands. Zwischen ihnen herrscht auf gesamtdeutscher Ebene immerhin ein Unterschied von mehr als 25% zwischen Torgau (Ostdeutschland) mit einem Preisindex von 96,02 (Deutschland 2000 = 100) und München (Westdeutschland) mit 123,90. Das maximale Preisniveau in Ostdeutschland liegt bei 105,70 in Berlin, das minimale Preisniveau in Westdeutschland besteht in Hof mit 97,92. Beim realen Lohnniveau liegt das Minimum in Ostdeutschland bei 52,40 € in Rügen und das Maximum bei 73,30 € in Berlin. Im Westen ist das minimale Reallohniveau in Garmisch-Partenkirchen mit 64,05 € zu finden, während das maximale Reallohniveau in Dingolfing bei 89,15 € liegt.

Abbildung 3-5: Preisniveau und Reallohn 2004 in den regionalen Arbeitsmärkten Deutschlands

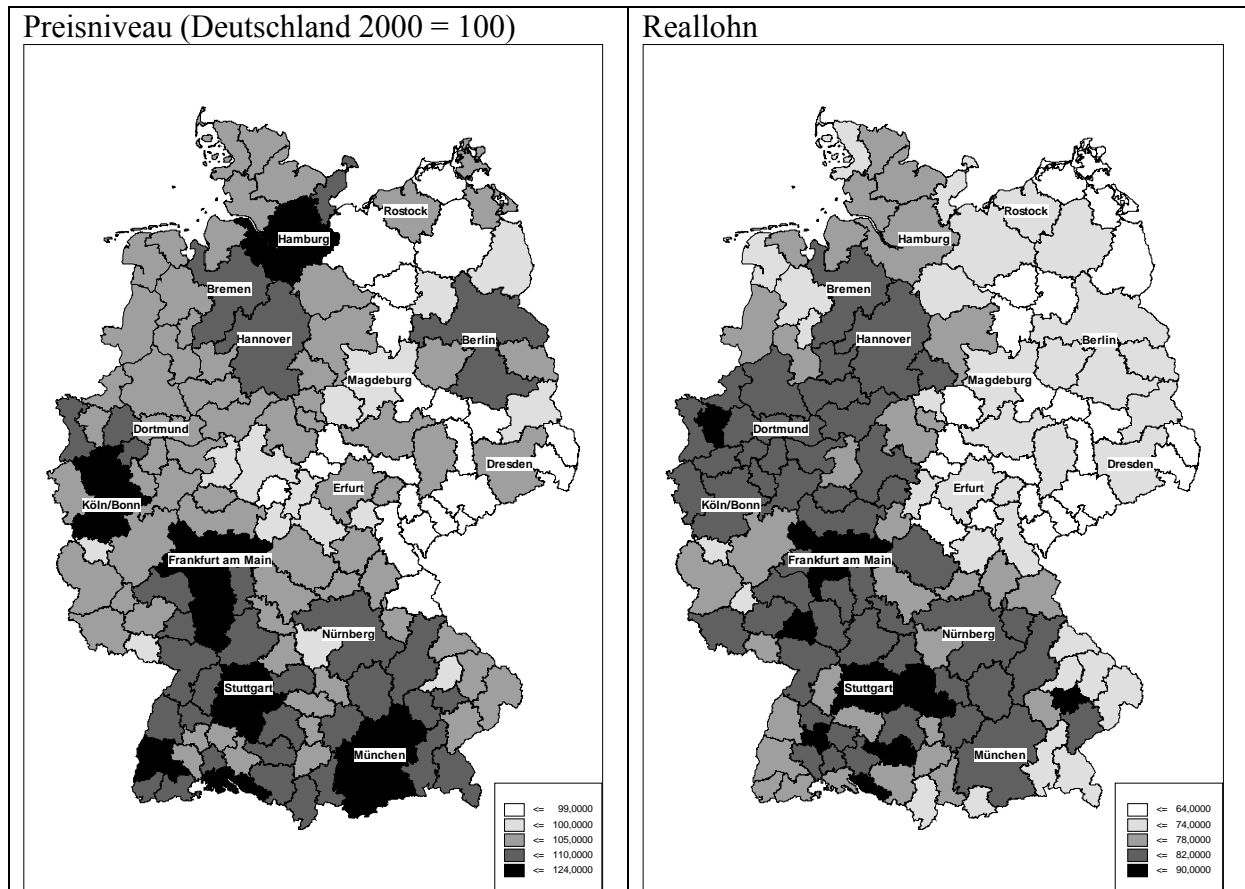


Tabelle 3-7: Deskriptive Statistiken des Preisniveaus und Reallohns 2004 in den regionalen Arbeitsmärkten Deutschlands

Ostdeutschland

	N	Minimum	Maximum	Mittelwert	Standardabweichung
Preisniveau	38	96,02	105,70	99,2874	2,42838
Reales Lohnniveau	38	52,40	73,30	62,4145	3,66648

Westdeutschland

	N	Minimum	Maximum	Mittelwert	Standardabweichung
Preisniveau	112	97,92	123,90	104,7800	4,39674
Reales Lohnniveau	112	64,05	89,15	77,8615	3,77470

Da zwischen dem Nominallohn und dem Preisniveau mit $\hat{r} = 0,667$ in Ostdeutschland und mit $\hat{r} = 0,736$ in Westdeutschland eine ausgeprägt positive Korrelation herrscht, werden die regionalen Unterschiede beim Reallohn kleiner als sie es beim Nominallohn waren. War dort die

Standardabweichung 2004 in Ostdeutschland noch 4,5974 (Westdeutschland=5,8586), so sinkt sie jetzt auf 3,6665 (3,7747). Auf gesamtdeutscher Ebene bleibt es aber im Prinzip beim West-Ost-Gefälle. Während das Gefälle zwischen Ballungsgebieten und ländlichem Raum in Westdeutschland in einigen Gebieten weiterhin zu erkennen ist, verschwindet es nahezu völlig in Ostdeutschland. Die Ergebnisse der bedingten realen Lohngleichung

$$(3-3) \quad \ln R_{w_r} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln U_r + \sum_{j=2}^m \beta_j \cdot \ln X_{jr} + \varepsilon_r,$$

die sich von der nominalen Lohngleichung in Formel 3-2 nur dadurch unterscheidet, dass der Reallohn R_w statt des Nominallohns N_w genutzt wird, gehen aus Tabelle 3-8 hervor.

Vergleicht man die Ergebnisse der bedingten realen Lohngleichung mit jenen der bedingten nominalen Lohngleichung in Tabelle 3-6, so fallen insbesondere folgende Gemeinsamkeiten und Unterschiede auf:

- Sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland lässt sich im Gegensatz zur bedingten nominalen Lohngleichung kein statistisch signifikanter Einfluss der Arbeitslosenquote auf das regionale Lohnniveau mehr feststellen. Offensichtlich steigt mit abnehmender Arbeitslosigkeit das nominale Lohnniveau, aber auch das Preisniveau, wobei sich beide Effekte im Hinblick auf das Reallohniveau in etwa ausgleichen.
- Der Einfluss der übrigen erklärenden Variablen auf das reale Lohnniveau stellt sich ähnlich wie beim nominalen regionalen Lohnniveau dar, jedoch werden wegen der geringeren Streuung des realen im Vergleich zum nominalen Lohnniveau die Regressionskoeffizienten meist absolut kleiner. Ausnahmen bilden der Anteil der Frauen im Osten sowie der Anteil des Dienstleistungssektors im Westen. Erstaunlich gering ist im Vergleich zum Stellenwert, der ihr in der Literatur zugewiesen wird, die Einflussnahme des Anteils der Hochqualifizierten auf das reale Lohnniveau. Sie konzentrieren sich in jenen regionalen Arbeitsmärkten, in denen auch das Preisniveau hoch ist.

Tabelle 3-8: Ergebnisse der bedingten realen Lohngleichung für die regionalen Arbeitsmärkte in Deutschland 1995-2004

Ostdeutschland

Jahr	Konstante	Arbeitslosenquote	Einwohnerdichte	Anteil der Frauen	Anteil der Hochqualifizierten	Anteil der Dienstleistungsbeschäftigten	Determinationskoeffizient
1995	5,2528**	-0,0161	0,0162	-0,7085**	0,0621*	0,3362**	0,5418
1996	6,2250**	-0,0409	0,0195	-0,9455**	0,0286	0,3618**	0,5797
1997	6,6916**	-0,0667	0,0121	-1,1137**	0,0283	0,4382**	0,6679
1998	6,8989**	-0,0556	0,0117	-1,1623**	0,0425	0,4223**	0,6867
1999	5,5209**	0,0172	0,0135	-0,8453**	0,0817*	0,3852**	0,5682
2000	5,5984**	0,0201	0,0137	-0,8162**	0,0643	0,3518**	0,5012
2001	6,7069**	-0,0091	0,0163	-1,1845**	0,0158	0,4686**	0,5064
2002	6,0750**	-0,0054	0,0190	-0,9776**	0,0481	0,4135**	0,5388
2003	5,7305**	-0,0374	-0,0004	-0,8570**	0,0615	0,4206**	0,5125
2004	7,0548**	-0,0650	-0,0118	-1,3015**	0,0585	0,5429**	0,6116

Westdeutschland

Jahr	Konstante	Arbeitslosenquote	Einwohnerdichte	Anteil der Frauen	Anteil der Hochqualifizierten	Anteil der Dienstleistungsbeschäftigten	Determinationskoeffizient
1995	5,3664**	0,0290**	0,0160**	-0,2965**	0,0641**	-0,0420*	0,6833
1996	5,3530**	0,0222*	0,0182**	-0,2731**	0,0636**	-0,0548**	0,6903
1997	5,4937**	0,0138	0,0167**	-0,3140**	0,0612**	-0,0454**	0,6961
1998	5,5327**	0,0205*	0,0145**	-0,3123**	0,0638**	-0,0579**	0,6914
1999	5,6490**	0,0064	0,0201**	-0,3187**	0,0754**	-0,0789**	0,7173
2000	5,7442**	0,0034	0,0187**	-0,3250**	0,0773**	-0,0926**	0,7101
2001	5,7057**	0,0008	0,0214**	-0,3133**	0,0683**	-0,0937**	0,6973
2002	5,6876**	0,0041	0,0230**	-0,2993**	0,0747**	-0,1063**	0,7298
2003	5,6408**	-0,0032	0,0228**	-0,2806**	0,0564**	-0,0987**	0,6573
2004	5,4849**	0,0054	0,0242**	-0,2587**	0,0612**	-0,0995**	0,6666

** Einfluss gesichert bei 5%-igem Signifikanzniveau

* Einfluss gesichert bei 10%-igem Signifikanzniveau

3.3.2. Von der regionalen Unabhängigkeit zur räumlichen Autokorrelation

Die bisherigen statistischen Analysen gingen von der Unabhängigkeit der Residuen der Regressionsgleichungen aus; nur dann erfüllen die Schätzergebnisse die gewünschten Eigenschaften der Effizienz und Konsistenz, während sie ansonsten keine besten Schätzer mehr darstellen. Obwohl wir regionale Arbeitsmärkte nutzen, wollen wir im Folgenden diese räumliche Unabhängigkeit testen und, falls regionale Abhängigkeiten nachweisbar sind, unseren Schätzansatz so modifizieren, dass wir auch in diesem Fall beste Schätzer erhalten. Dies ist notwendig, da auch bei der Nutzung regionaler Arbeitsmärkte die gegenseitigen Verflechtungen lediglich minimiert und nicht vollständig beseitigt werden.

Zur Analyse räumlicher Autokorrelation benötigen wir eine Nachbarschaftsmatrix \mathbf{W}^* , die die räumliche Nähe der regionalen Untersuchungseinheiten zum Ausdruck bringt; zu denken ist etwa an die räumliche oder zeitliche Entfernung untereinander. Wir schließen uns der gebräuchlichen Vorgehensweise an und ordnen der Beziehung zwischen zwei Regionen i und j eine 1 (0) zu, wenn sie aneinander (nicht aneinander) grenzen. Es gilt

$$(3-4) \quad w_{ij}^* = \begin{cases} 1, & \text{wenn } i \text{ und } j \text{ eine gemeinsame Grenze haben und } i \neq j \text{ ist} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

Zur statistischen Analyse ist es sinnvoll, die Elemente der Matrix \mathbf{W}^* so zu normieren, dass die Summe der Spaltenelemente in jeder Zeile, also für jede Region, dem Wert eins entspricht.

$$(3-5) \quad w_{ij} = \frac{w_{ij}^*}{\sum_{j=1}^n w_{ij}^*}$$

Die Elemente w_{ij} bilden die Matrix \mathbf{W} , die die Dimension $n \times n$ hat. Mit ihrer Hilfe und den im Regressionsansatz ermittelten Residuen ist die Berechnung des Moran-Koeffizienten I möglich, der es erlaubt, die Hypothese fehlender räumlicher Autokorrelation statistisch zu testen.⁸

Es gilt

$$(3-6) \quad I = \frac{\mathbf{\varepsilon}' \cdot \mathbf{W} \cdot \mathbf{\varepsilon}}{\mathbf{\varepsilon}' \cdot \mathbf{\varepsilon}}$$

$\begin{matrix} 1 \times n & n \times n & n \times 1 \\ 1 \times n & n \times 1 \end{matrix}$

Der standardisierte Wert von I

$$(3-7) \quad Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}}$$

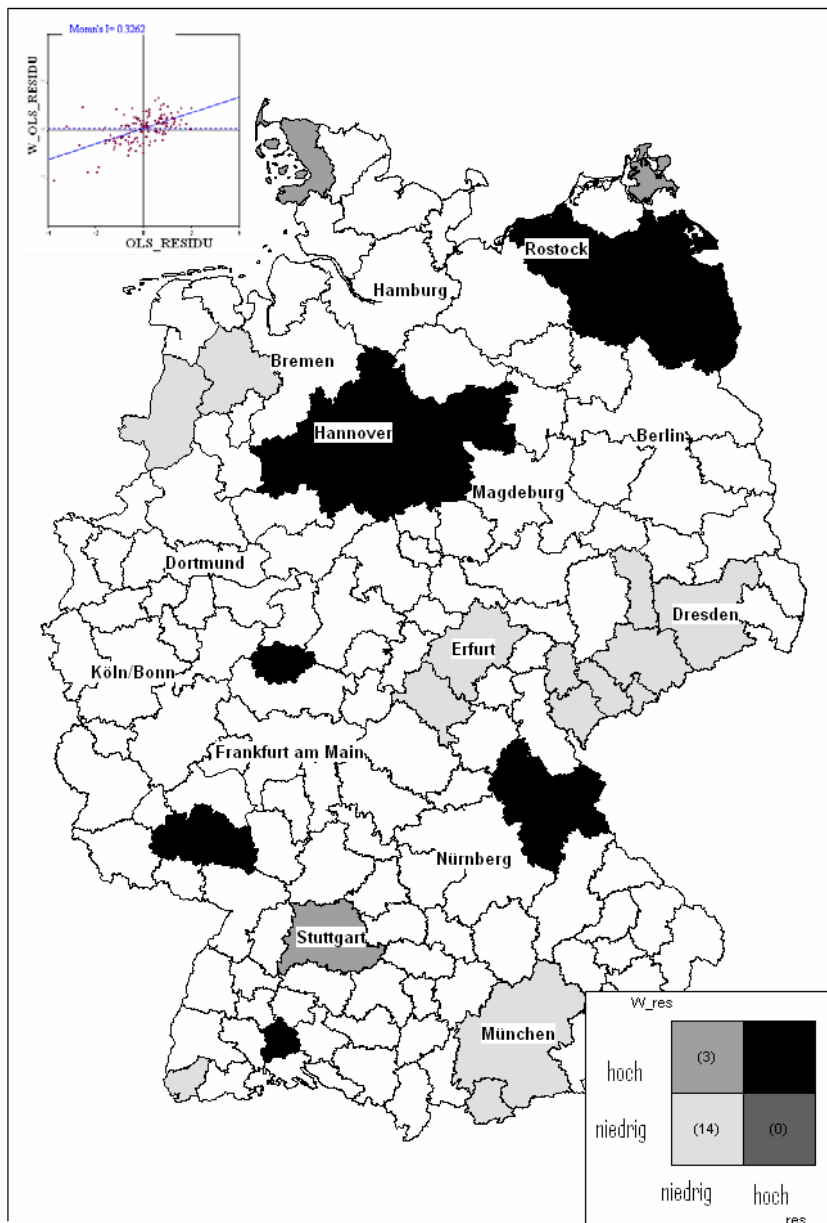
folgt approximativ einer Standardnormalverteilung und lässt die Überprüfung der Nullhypothese $H_0: I=E(I)$, also fehlender räumlicher Autokorrelation zu.

⁸ Gute Darstellungen zur räumlichen Autokorrelation finden sich zum Beispiel bei Anselin (1988) und Cliff, Ord (1973).

Zu den negativen Auswirkungen räumlicher Autokorrelation vgl. insbesondere Florax (1995, S. 21-74)

Wir greifen auf die Ergebnisse der bedingten nominalen und der bedingten realen Lohngleichung für Ost- und Westdeutschland im Jahr 2004 zurück, die wir in Tabelle 3-6 und Tabelle 3-8 aufgeführt haben. Zur besseren Veranschaulichung sind die Residuen $\hat{\varepsilon}$ und die Residuen in den Nachbarregionen $W \cdot \hat{\varepsilon}$ einer Schätzung für Gesamtdeutschland in Abbildung 3-6 dargestellt.

Abbildung 3-6: Räumliche Autokorrelation bei der bedingten realen Lohngleichung für Gesamtdeutschland im Jahr 2004



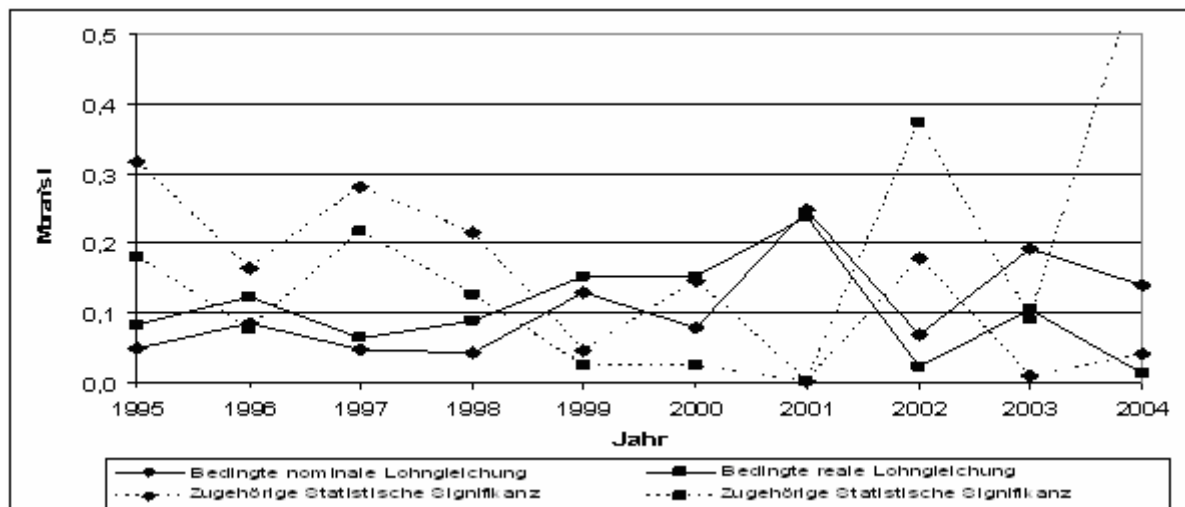
Bei den in Abbildung 3-6 weiß dargestellten regionalen Arbeitsmärkten tritt keine starke räumliche Autokorrelation auf. Es zeigen sich daneben jedoch ausgeprägte räumliche Cluster.

Regionen mit großen Residuen $\hat{\varepsilon}_i$ sind häufig von hohen Residuen $W_{-}\hat{\varepsilon}_i$ in den Nachbarregionen umgeben; hierfür stehen insbesondere die regionalen Arbeitsmärkte im Bundesland Mecklenburg-Vorpommern und im Großraum Hannover. Vor allem in den Wirtschaftsräumen Sachsens und Thüringens sind dagegen hohe negative Störterme mit gleichfalls hohen negativen Residuen in den Nachbarregionen verbunden. Diese statistisch signifikanten Cluster deuten bereits auf eine positive räumliche Autokorrelation hin. In der Tat errechnet sich ein Moran-Koeffizient $\hat{I} = 0,3263$. Standardisiert ergibt sich ein $\hat{Z} = 6,908$ nach dem die Hypothese fehlender räumlicher Autokorrelation mit fast 100%iger Sicherheit abzulehnen ist.

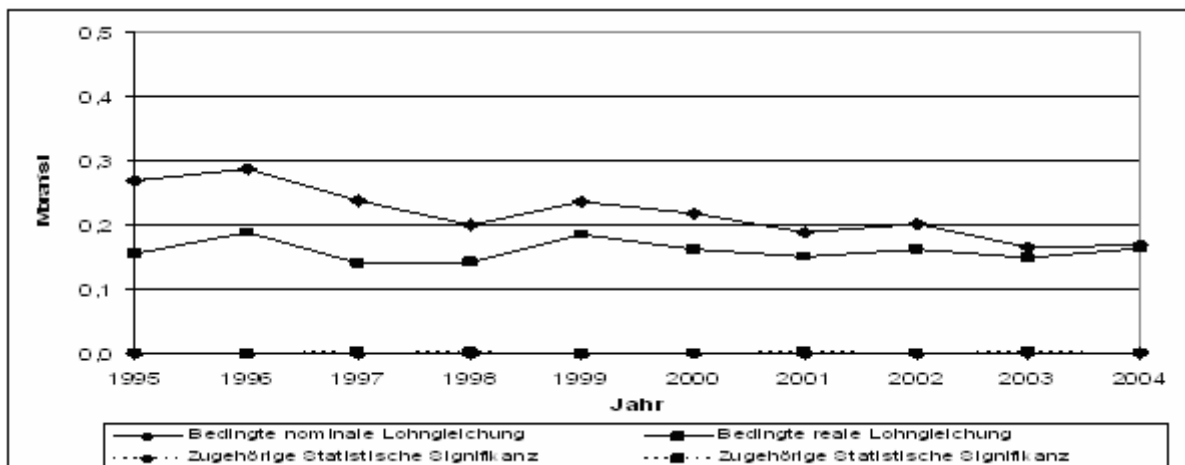
Berechnet man die entsprechenden Werte für die bedingte nominale und die bedingte reale Lohnleichung in Ost- und Westdeutschland für den gesamten Untersuchungszeitraum von 1995 bis 2004, so ergibt sich das aus Abb. 3-7 hervorgehende Bild. Es zeigt für Westdeutschland, dass für die Hypothese fehlender räumlicher Autokorrelation eine Wahrscheinlichkeit von nahezu 0% spricht, wir also mit fast 100%iger Sicherheit räumliche Autokorrelation unterstellen können. Bei den ostdeutschen regionalen Arbeitsmärkten liegt die Signifikanz für fehlende räumlicher Autokorrelation nur bei etwa der Hälfte der Jahre unter 10%.

Abbildung 3-7: Moran-Koeffizienten und ihre statistische Signifikanz bei der bedingten Lohngleichung

Ostdeutschland



Westdeutschland



Wir wollen uns nun der Frage zuwenden, wie sich räumliche Autokorrelation erklären und vor allem beseitigen lässt, um wieder Schätzwerte mit den gewünschten statistischen Eigenschaften zu erhalten. Hierbei ist zwischen einem Spatial-Lag- und einem Spatial-Error-Modell zu unterscheiden.

Das Spatial-Lag-Modell geht davon aus, dass die Ausprägung der zu erklärenden Variable y in der eigenen Region durch ihre Höhe in den Nachbarregionen beeinflusst wird. Ist y wie in der Lohngleichung der Lohn, so lässt sich dieser Zusammenhang wie folgt begründen:

- Der Anstieg der Löhne in den Nachbarregionen führt zu einer steigenden Nachfrage nach den in der eigenen Region gefertigten Produkten.

- Ist der Anstieg der Löhne in den Nachbarregionen durch eine Verbesserung des dortigen Humankapitals oder der dortigen wirtschaftsnahen Infrastruktur begründet, so kommt es zu räumlichen spillovers, die auch die eigene Region begünstigen.
- Der Anstieg der Löhne in den Nachbarregionen macht die dortigen Arbeitsplätze attraktiver. In der eigenen Region kommt es zu Abwanderungen und Auspendeln, das Arbeitsangebot geht damit zurück, was zu einem Anstieg auch der hiesigen Löhne führen kann.

Zur Berücksichtigung eines Spatial-Lag erweitern wir die Lohngleichung 3-2 unter Verwendung der Vektorschreibweise⁹ zu

$$(3-8) \quad \ln Nw = \zeta \cdot \mathbf{W} \cdot \ln Nw + \beta_0 \cdot \mathbf{i} + \beta_1 \cdot \ln U + \sum_{j=2}^m \beta_j \cdot \ln X_j + v$$

Hier ist ζ der Regressionskoeffizient des Spatial-Lag und bringt zum Ausdruck, wie stark die Löhne in den Nachbarregionen das eigene Lohnniveau beeinflussen. Die neuen Residuen v_i sollten nun unabhängig voneinander sein, so dass die Schätzwerte der Parameter wieder effizient und konsistent sind.

Alternativ dazu wird im Spatial-Error-Modell unterstellt, dass Störterme in den Nachbarregionen Einfluss auf den Störterm der eigenen Region nimmt. Es gilt nun der Schätzansatz

$$(3-9) \quad \ln Nw = \beta_0 \cdot \mathbf{i} + \beta_1 \cdot \ln U + \sum_{j=2}^m \beta_j \cdot \ln X_j + \eta \cdot \mathbf{W} \cdot \boldsymbol{\varepsilon} + \boldsymbol{\pi}$$

mit den gewünschten Eigenschaften für den Störterm $\boldsymbol{\pi}$. η bringt zum Ausdruck, wie stark die Störterme der Nachbarregionen wirken. Dieser erratische Einfluss lässt sich wie folgt ökonomisch begründen:

- Relevante Einflussgrößen des Lohnniveaus sind im ursprünglichen Modell nicht berücksichtigt worden.
- Die regionalen Untersuchungseinheiten sind nicht problemadäquat abgegrenzt worden; ihre Grenzen durchschneiden ausgeprägte interregionale Verflechtungen. Man spricht in diesem Zusammenhang vom Areal-Unit-Problem.

Ist Moran's I signifikant von 0 verschieden, so müssen die räumlichen Autokorrelationen im Schätzansatz Berücksichtigung finden. Es bleibt aber zunächst noch die Frage offen, ob hier-

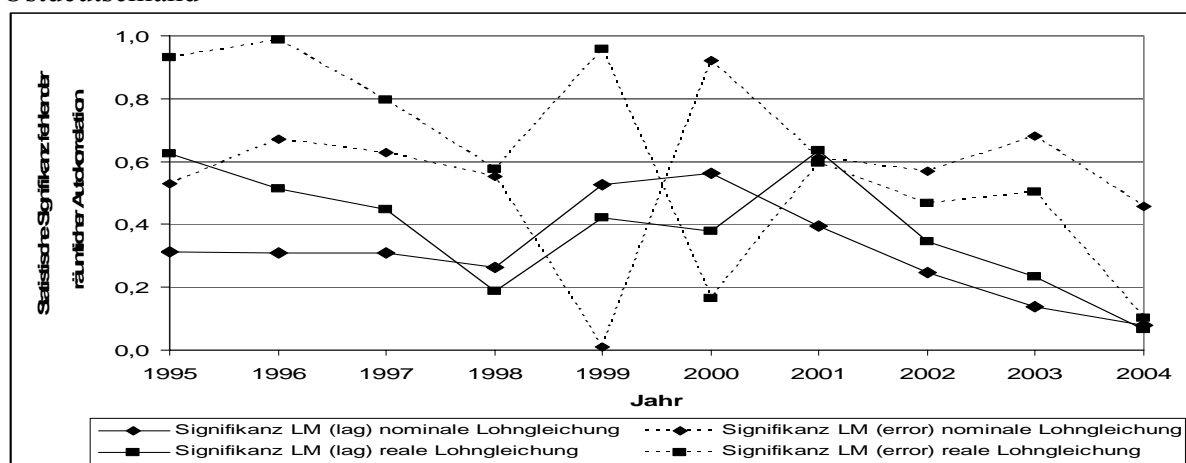
⁹ Matrizen und Vektoren werden fett gedruckt dargestellt.

zu auf ein Spatial-Lag- oder ein Spatial-Error-Modell zurückgegriffen werden soll. Eine Antwort liefern die robusten LM(lag)- und LM(error)-Tests. Sie testen den jeweiligen Einfluss und berücksichtigen dabei, dass es auch einen Einfluss der zweiten Komponente gibt.

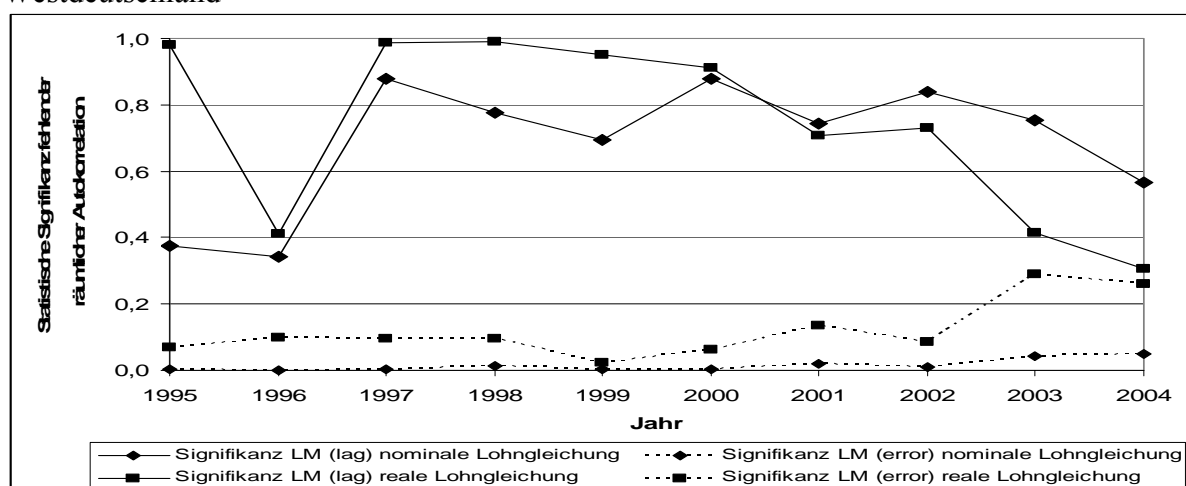
Abb. 3-8 zeigt deutlich, dass in Westdeutschland eindeutig dem Spatial-Error-Modell der Vorzug einzuräumen ist. Nicht so eindeutig ist die Situation in Ostdeutschland, wo weder Spatial-Lag- noch Spatial-Error-Modell durchgehend die geforderte statistische Signifikanz erreichen.

Abbildung 3-8: Signifikanz bei den robusten LM(lag)- und LM(error)-Tests der bedingten Lohngleichung

Ostdeutschland



Westdeutschland



Wir setzen unsere Analyse für die bedingte reale Lohngleichung 2004 in West und Ostdeutschland fort und vergleichen die Ergebnisse mit jenen, bei denen wir die räumliche Autokorrelation nicht berücksichtigt hatten.

Tabelle 3-9: Vergleich des Spatial-Error- und des OLS-Modells bei der bedingten realen Lohngleichung in West- und Ostdeutschland 2004

Variable	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Spatial-Error	OLS	Spatial-Error	OLS
Konstante	5,5088**	5,4849**	7,1115**	7,0548**
Arbeitslosenquote	0,0067	0,0054	-0,0658	-0,065
Einwohnerdichte	0,025**	0,0242**	-0,0138	-0,0118
Anteil der Frauen	-0,2802**	-0,2587**	-1,3265**	-1,3015**
Anteil der Hochqualifizierten	0,0545**	0,0612**	0,06	0,0585
Anteil der Dienstleistungsbeschäftigten	-0,0846**	-0,0995**	0,5547**	0,5429**
Lamda	0,4091**	-	-0,0578	-
Determinationskoeffizient	0,7013	0,6666	0,6122	0,6116
Moran`s I	0,0152	0,1638**	-0,0003	-0,0130

** Einfluss gesichert bei 5%-igem Signifikanzniveau

* Einfluss gesichert bei 10%-igem Signifikanzniveau

Die Elastizität des Lohnniveaus in Bezug auf die Arbeitslosenquote bleibt bei Berücksichtigung räumlicher Abhängigkeiten weiterhin nicht signifikant, der Wert ändert sich sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland nur geringfügig. Bei einer deskriptiven Interpretation des Moran`s I für das Spatial-Error-Modell wird deutlich¹⁰, dass durch die Verwendung dieses Modells die räumliche Autokorrelation in Westdeutschland praktisch vollständig beseitigt wird; Moran`s I beträgt nun nur noch 0,0152. In Ostdeutschland war in dem gewählten Beispieljahr Moran`s I ohnehin nicht signifikant von Null verschieden und ändert sich demnach nur wenig.

In den Tabellen 3-10 (Nominallohn) und 3-11 (Reallohn) sind die absoluten Veränderungen der Regressionskoeffizienten durch den Übergang vom OLS- zum Spatial-Error-Modell für West- und Ostdeutschland über den gesamten Untersuchungszeitraum abgetragen. Obwohl für Ostdeutschland die Ergebnisse keinen eindeutigen Hinweis auf räumliche Autokorrelation und das entsprechende Korrekturmodell geben, berechnen wir mit dem Ziel eines einheitlichen Vorgehens das Spatial-Error-Modell auch hier für alle Jahre des Untersuchungszeitraumes.

¹⁰Der Moran Koeffizient I innerhalb des Spatial-Error-Modells kann nur deskriptiv interpretiert werden, da in diesem Modell kein Signifikanztest für ihn existiert.

Tabelle 3-10: Veränderung der absoluten Regressionskoeffizienten durch Übergang vom OLS- zum Spatial-Error-Modell bei der bedingten nominalen Lohnleichung

Ostdeutschland

Jahr	Konstante	Arbeitslosenquote	Einwohnerdichte	Anteil der Frauen	Anteil der Hochqualifizierten	Anteil der Dienstleistungsbeschäftigten	Lambda
1995	-0,2493**/**	0,0165	0,0894**	-0,3505**/**	-0,0510*/	-0,3452**/**	0,8640**
1996	-0,4166**/**	0,0214/*	0,0732**	-0,3400**/**	-0,0420	-0,2728**/*	0,8345**
1997	-0,0167**/**	0,0336/**	0,0581**	-0,1917**/**	-0,0342	-0,2004**/**	0,7707**
1998	-0,2117**/**	0,0046	0,0078**	-0,0719**/**	-0,0121	-0,0159**/**	0,1878
1999	-0,0029**/**	0,0284	0,0365**	-0,0688**/**	-0,0478/*	-0,0634**/**	0,5341**
2000	-0,0673**/**	0,0082	0,0150**	-0,0520**/**	-0,0171	-0,0358**/**	0,2912
2001	-0,0596**/**	0,0205/*	0,0442**	-0,1914**/**	-0,0210	-0,1909**/**	0,7150**
2002	-0,0268**/**	0,0082/*	0,0098**	-0,0460**/**	-0,0140	-0,0352**/**	0,2525
2003	-0,0085**/**	-0,0235	0,0469**/**	-0,1763**/**	-0,0207	-0,2320**/**	0,7170**
2004	-0,4403**/**	-0,0257**/**	0,0302**	-0,3582**/**	-0,0063	-0,3133**/**	0,7481**

Westdeutschland

Jahr	Konstante	Arbeitslosenquote	Einwohnerdichte	Anteil der Frauen	Anteil der Hochqualifizierten	Anteil der Dienstleistungsbeschäftigten	Lambda
1995	0,2735**/**	-0,0013**/**	0,0041**/**	0,0749**/**	-0,0160**/**	0,0003	0,6304**
1996	0,2149**/**	-0,0007**/**	0,0035**/**	0,0645**/**	-0,0161**/**	-0,0065	0,6126**
1997	0,2247**/**	0,0003**/**	0,0044**/**	0,0600**/**	-0,0121**/**	-0,0022	0,5567**
1998	0,2134**/**	-0,0035**/**	0,0043**/**	0,0668**/**	-0,0148**/**	0,0063	0,5150**
1999	0,2984**/**	-0,0049**/**	0,0042**/**	0,0891**/**	-0,0131**/**	-0,0058	0,5827**
2000	0,2534**/**	-0,0034**/**	0,0047**/**	0,0749**/**	-0,0124**/**	-0,0041	0,5454**
2001	0,2549**/**	-0,0016**/**	0,0037**/**	0,0854**/**	-0,0139**/**	-0,0166	0,5031**
2002	0,2584**/**	-0,0071**/**	0,0051**/**	0,0843**/**	-0,0136**/**	-0,0102**/*	0,5419**
2003	0,2223**/**	-0,0146**/**	0,0020**/**	0,0768**/**	-0,0059**/**	-0,0089*/	0,4727**
2004	0,2235**/**	-0,0128**/**	0,0025**/**	0,0760**/**	-0,0074**/**	-0,0088**/*	0,4593**

/ Einfluss gesichert bei 5%-igem Signifikanzniveau in der OLS-/Spatial-Error-Schätzung

/ Einfluss gesichert bei 10%-igem Signifikanzniveau in der OLS-/Spatial-Error-Schätzung

Tabelle 3-11: Veränderung der absoluten Regressionskoeffizienten durch Übergang vom OLS- zum Spatial-Error-Modell bei der bedingten Reallohnleichung

Ostdeutschland

Jahr	Konstante	Arbeitslosenquote	Einwohnerdichte	Anteil der Frauen	Anteil der Hochqualifizierten	Anteil der Dienstleistungsbeschäftigten	Lambda
1995	-0,2398**/**	0,0059	0,0527/**	-0,1832**/**	-0,0415*/	-0,1538**/**	0,7402**
1996	-0,3717**/**	0,0117	0,0365/**	-0,1793**/**	-0,0195	-0,0946**/**	0,6633**
1997	-0,0395**/**	0,0149	0,0130/*	-0,0411**/**	-0,0228	-0,0219**/**	0,3312*
1998	-0,3052**/**	0,0107	0,0104/*	-0,1052**/**	-0,0181	-0,0201**/**	0,3197*
1999	0,0018**/**	-0,0037	0,0263/**	-0,0413**/**	-0,0460*/	-0,0258**/**	0,4920**
2000	-0,0979**/**	-0,0056	0,0118	-0,0523**/**	-0,0132	-0,0290**/**	0,2968
2001	-0,1999**/**	0,0188	0,0266/**	-0,1504**/**	-0,0057	-0,0990**/**	0,5888**
2002	-0,0208**/**	0,0025	0,0020	-0,0160**/**	-0,0034	-0,0089**/**	0,0765
2003	-0,1123**/**	-0,0069	0,0177	-0,0843**/**	-0,0161	-0,0703**/**	0,3780**
2004	0,0567**/**	0,0008	0,0020	0,0250**/**	0,0015	0,0118**/**	-0,0578

Westdeutschland

Jahr	Konstante	Arbeitslosenquote	Einwohnerdichte	Anteil der Frauen	Anteil der Hochqualifizierten	Anteil der Dienstleistungsbeschäftigten	Lambda
1995	0,0979**/**	-0,0006**/**	0,0036**/**	0,0236**/**	-0,0084**/**	0,0045*/	0,4361**
1996	0,0546**/**	-0,0007*/	0,0035**/**	0,013**/**	-0,0107**/**	0,0000**/**	0,4665**
1997	0,0635**/**	-0,0024	0,0029**/**	0,0176**/**	-0,0070**/**	-0,0003**/**	0,3878**
1998	0,0699**/**	0,0003*/	0,0028**/**	0,0279**/**	-0,0095**/**	-0,0079**/**	0,4087**
1999	0,1278**/**	0,0037	0,0028**/**	0,0505**/**	-0,0111**/**	-0,0139**/**	0,4978**
2000	0,0766**/**	0,0045	0,0029**/**	0,0328**/**	-0,0092**/**	-0,0091**/**	0,4643**
2001	0,0937**/**	0,0032	0,0021**/**	0,0461**/**	-0,0114**/**	-0,0201**/**	0,4374**
2002	0,0785**/**	0,0048	0,0024**/**	0,0338**/**	-0,0099**/**	-0,0107**/**	0,4518**
2003	0,0190**/**	-0,0024	0,0006**/**	0,0208**/**	-0,0044**/**	-0,0142**/**	0,3790**
2004	0,0239**/**	0,0013	0,0008**/**	0,0215**/**	-0,0067**/**	-0,0149**/**	0,4091**

/ Einfluss gesichert bei 5%-igem Signifikanzniveau in der OLS-/Spatial-Error-Schätzung

/ Einfluss gesichert bei 10%-igem Signifikanzniveau in der OLS-/Spatial-Error-Schätzung

In den Tabellen 3-10 und 3-11 haben wir die Veränderungen der absoluten Parameter aufgrund des Übergangs von der OLS- zur Spatial-Error-Beziehung für den Zeitraum 1995 bis 2004 dargestellt. Der bereits aufgrund der bedingten Reallohnleichung für Ost- und Westdeutschland in 2004 (Tabelle 3-9) gewonnene Eindruck verdichtet sich; der Koeffizient der Arbeitslosenquote ändert sich durch das Spatial-Error-Modell nur geringfügig. Bei Verwendung der Nominallohne bleibt er weiterhin statistisch signifikant, während er bei der Schätzung mit Reallohnen weiterhin nicht signifikant ist. Die Anteile der Frauen, der Hochqualifizierten und der Dienstleistungsbeschäftigten nehmen meist absolut kleinere Werte an, bleiben aber signifikant. Die Agglomerationsvorteile, gemessen mit Hilfe der Einwohnerdichte, erweisen sich insbesondere in Ostdeutschland als deutlich einflussreicher als im OLS-Ansatz, und werden zum Teil signifikant. Wie zu erwarten war ist der Spatial-Error-Parameter Lamb-

da in Ostdeutschland nicht durchgehend signifikant, da dort auch keine durchgehend signifikante räumliche Autokorrelation zu finden ist.

3.3.3. Von einheitlichen zu räumlich divergierenden Parametern

Wir sind bisher davon ausgegangen, dass die Regressionskoeffizienten der in unseren Schätzansätzen aufgenommenen erklärenden Variablen für jede Region identisch sind. Ist β_1 der Regressionskoeffizient der logarithmierten Arbeitslosenquote, so gingen wir bisher davon aus, dass eine Erhöhung der Arbeitslosenquote in allen regionalen Arbeitsmärkten eine Änderung des Lohnniveaus um β_1 -Prozent erwarten lässt. Diese Annahme ist aber kritisch zu hinterfragen; viel plausibler ist, dass sich Regionen in ihrem Lohnniveau Änderungen der regionalen Arbeitslosigkeit in ganz unterschiedlicher Weise anpassen. Einige Gründe für diese Hypothese seien im Folgenden angeführt:

- Ein Wirtschaftsraum A habe einen hohen Organisationsgrad der Arbeitnehmer und Arbeitgeber in Verbänden; getroffene Tarifvereinbarungen stellen faktisch einen Mindestlohn in der Region A dar. In der Region B sei der Organisationsgrad deutlich geringer, so dass getroffene Tarifvereinbarungen für die meisten Akteure am Arbeitsmarkt nicht verbindlich sind. Die Arbeitslosenelastizität des Lohnes dürfte bei steigender Arbeitslosigkeit in B deutlich höher als in A sein.
- Die Region A stehe in hartem Wettbewerb mit Nachbarregionen, in denen das Lohnniveau relativ niedrig ist, so etwa an den Grenzen zu Polen und Tschechien. B sei dagegen ein isoliert oder inmitten von wohlhabenden Regionen gelegener Wirtschaftsraum. Lohnvariationen spielen für A im interregionalen Wettbewerb eine deutlich größere Rolle als für B.
- Sozialtransfers seien in den Regionen A und B unterschiedlich ausgeprägt. Gibt es in einer Region A hohe soziale Standards (wie etwa attraktive Frühverrentungsprogramme oder arbeitsmarktpolitische Maßnahmen), dürfte die Reaktion des Lohnes auf Erhöhungen der Arbeitslosigkeit geringer ausfallen, als in der Region B, in der es diese Maßnahmen nicht gibt.
- A liege in der Nähe eines attraktiven Verdichtungsraumes C, während die Region B eine periphere Lage besitzt. C mit seinen relativ hohen Löhnen stellt eine Alternative als Arbeitsplatzort für die in A Lebenden dar, da er in zumutbarer Pendelentfernung erreichbar sei. Bei ansonsten gleichen Rahmenbedingungen, insbesondere gleichen Arbeitslosenquoten, dürfte deshalb der Lohn in A höher liegen als in B.

Die Möglichkeit, die Hypothese unterschiedlicher Regressionskoeffizienten für die räumlichen Untersuchungseinheiten zu testen und sie bei Ablehnung der Nullhypothese zu schätzen, bietet die Geographically Weighted Regression (GWR), die auf Fotheringham (2002) zurückgeht. Hierbei werden die Regressionskoeffizienten mit Hilfe einer Distanzmatrix zwischen ihnen kalibriert. Man verwendet nicht mehr wie bei der OLS-Methode einen einheitlichen Schätzer

$$(3-10) \hat{\beta} = (\mathbf{X}' \cdot \mathbf{X})^{-1} \cdot \mathbf{X}' \cdot \mathbf{y}$$

Vielmehr errechnet sich für jede Region i ($i= 1,2,\dots,n$) ein eigener Spaltenvektor der Regressionskoeffizienten β_i

$$(3-11) \hat{\beta}_i = (\mathbf{X}' \cdot \mathbf{V}_i \cdot \mathbf{X})^{-1} \cdot \mathbf{X}' \cdot \mathbf{V}_i \cdot \mathbf{y}$$

mit

$$(3-12) \mathbf{V}_i = \begin{bmatrix} V_{i1} & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ 0 & V_{i2} & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & V_{in} \end{bmatrix}$$

Hierbei ergibt sich das Gewicht V_{ik} , das einer Region k bei der Bestimmung der Regressionskoeffizienten für i zukommt, mit Hilfe der Distanz zwischen i und k und einem Parameter, der im Rahmen der Regressionsrechnung zu bestimmen ist und „bandwidth“ heißt. In der Regel wird von folgender Beziehung ausgegangen:

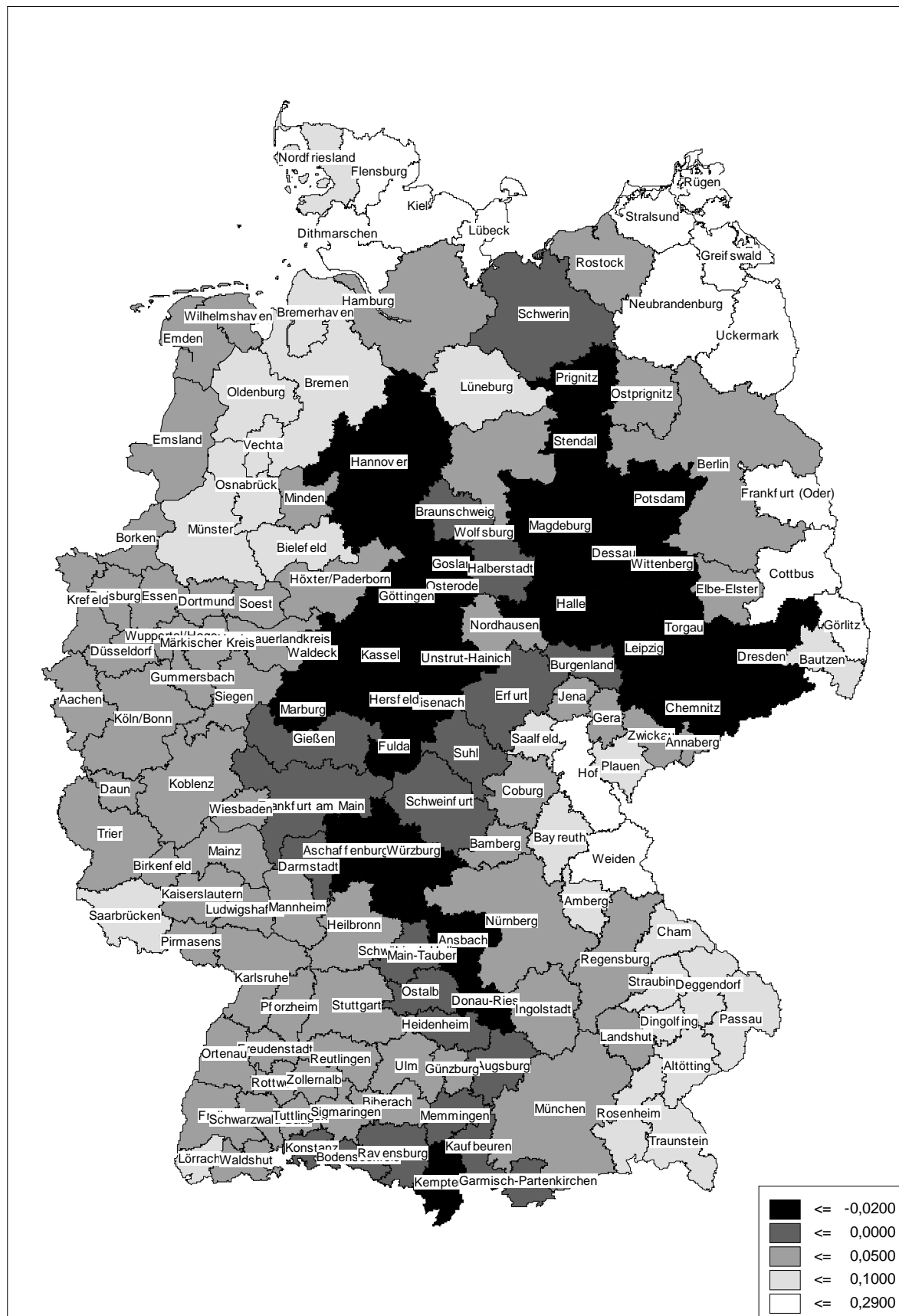
$$(3-13) V_{ik} = e^{-0,5 \left(\frac{d_{ik}}{\text{bandwidth}} \right)^2}$$

Ob eine Ersetzung des OLS- durch einen GWR-Ansatz gerechtfertigt ist, ergibt sich durch einen Vergleich der unerklärten Abweichungsquadrate in beiden Schätzansätzen. Werden sie durch den Übergang zur GWR-Schätzung signifikant kleiner, sollte man sie benutzen.

Wir betrachten zunächst die bedingte reale Lohngleichung für Gesamtdeutschland im Jahr 2004. Da wir durch den GWR-Ansatz unterschiedliche regionale Regressionskoeffizienten ermitteln, können wir uns in dieser Analyse auf den gesamtdeutschen Fall beschränken. Die bisher dominierenden Ost-West-Unterschiede werden durch den GWR-Ansatz erfasst. Durch Nutzung des GWR-Ansatzes sinken die unerklärten Abweichungsquadrate von 0,3504 auf nun 0,0535. Diese Abnahme ist auf 1%-Niveau statistisch signifikant, so dass die Hypothese gleicher regionaler Regressionskoeffizienten abgelehnt werden muss und der Übergang zur GWR-Methode angeraten erscheint.

Die Ergebnisse für alle regionalen Arbeitsmärkte Deutschlands können der Abbildung 3-9 entnommen werden. Es zeigen sich hohe Elastizitäten vor allem in den regionalen Arbeitsmärkten, die an der ehemaligen innerdeutschen Grenze und an der Grenze zu Tschechien liegen. Es liegt nahe, diese überdurchschnittlichen Ausprägungen über ein abruptes Lohngefälle zwischen benachbarten Regionen und eine damit verbundene hohe interregionale Wettbewerbsintensität zu erklären. Die am stärksten ausgeprägten Elastizitäten haben Gera mit -0,2415, Zwickau mit -0,2391 und Chemnitz mit -0,2352. Wie Abbildung 3.10 zum Ausdruck bringt, sind diese Elastizitäten vor allem an der ehemaligen innerdeutschen Grenze im Untersuchungszeitraum von 1995 bis zum Jahr 2004 noch weit stärker negativ geworden. Offensichtlich versuchen ostdeutsche Grenzregionen über Lohnzurückhaltung Wettbewerbsvorteile gegenüber angrenzenden westdeutschen Regionen zu gewinnen, worauf die westdeutschen Wirtschaftsräume mit relativ hohen Lohnflexibilitäten antworten.

Abbildung 3-10: Veränderung der Elastizitäten der Arbeitslosigkeit auf den Reallohn in den regionalen Arbeitsmärkten Deutschlands im Zeitraum 1995-2004



4. Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse

In der Lohngleichung wird der Einfluss der Arbeitslosenquote auf das regionale Lohnniveau geschätzt. In der Literatur finden sich eine große Anzahl entsprechender empirischer Untersuchungen, bei denen häufig eine Arbeitslosigkeitselastizität des Lohnes geschätzt wird, die bei $-0,1$ liegt; mit anderen Worten: Verändert sich die Arbeitslosigkeit um 1%, so verändert sich das regionale Lohnniveau im Durchschnitt um $-0,1\%$ in die andere Richtung. Diese wohlbekannte Beziehung ist vorstehend in dreifacher Weise erweitert worden:

In bisherigen Untersuchungen ist fast ausschließlich der Nominallohn als zu erklärende Variable genutzt worden, da regionale Preisindizes nicht zur Verfügung standen. Eigene Schätzungen regionaler Preisniveaus auf Kreisebene lassen es zu, den Nominal- durch den Reallohn zu ersetzen. Hierdurch kommt es zu einer deutlichen absoluten Verringerung der berechneten Elastizität. Führt man eine getrennte Untersuchung für ost- und westdeutsche Regionen durch, so werden die ermittelten Regressionskoeffizienten statistisch insignifikant, ein Tatbestand, der auf das Vorhandensein von Geldillusion hinweist.

Neben unterschiedlichen regionalen Preisniveaus nutzen wir Methoden zur Berücksichtigung räumlicher Autokorrelation, deren Auftreten gewünschte Eigenschaften von Schätzansätzen verhindert. Es wird nachgewiesen, dass im OLS-Ansatz hohe räumliche Autokorrelation in Westdeutschland herrscht und er deshalb durch einen Spatial-Error-Ansatz ersetzt werden muss. Obwohl die Hinweise auf Autokorrelation für Ostdeutschland nicht so eindeutig sind, wird auch für Ostdeutschland die Analyse mit Hilfe des Spatial-Error-Ansatzes durchgeführt. Durch das Spatial-Error-Modell ändert sich der Einfluss der Arbeitslosigkeit auf das regionale Lohnniveau nur geringfügig. Bei der bedingten Nomiallohnleichung bleibt er signifikant, bei der bedingten Reallohnleichung bleibt er weiterhin nichtsignifikant.

Schließlich prüfen wir mit Hilfe der Geographically Weighted Regression, ob der Einfluss der Arbeitslosigkeit auf das regionale Lohnniveau in allen Wirtschaftsräumen gleich ist oder ob sich die Arbeitslosigkeitselastizitäten des Lohns interregional signifikant voneinander unterscheiden. Der hierbei genutzte statistische Test zeigt einmal an, dass die bisher in der Literatur getroffene Annahme gleicher Regressionskoeffizienten für alle Regionen eine unzulässige Hypothese darstellt. Die Schätzung mit Hilfe des GWR-Ansatzes hat zum Ergebnis, dass regionale Arbeitsmärkte an der ehemaligen innerdeutschen Grenze und an der Grenze zu Tschechien einen wesentlich engeren Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Lohnniveau kennen als andere Wirtschaftsräume. Offensichtlich ist es im interregionalen Wettbewerb um Arbeitsplätze notwendig, verstärkt das Lohnniveau als Instrument einzusetzen, wenn regionale Wettbewerber mit sehr niedrigem Lohnniveau in unmittelbarer Nähe liegen.

Literatur

Ammermueller, Andreas; Lucifora, Claudio; Origo, Federica; Zwick, Thomas (2007): Still searching for the wage curve. Evidence from Germany and Italy. Bonn: IZA. (Discussion paper series / Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, 2674).

Baltagi, Badi H.; Blien, Uwe (1998): The German wage curve. Evidence from the IAB employment sample. *Economics Letters* 61, S. 135–142.

Baltagi, Badi H.; Blien, Uwe; Wolf, Katja (2007): Phillips Curve or wage curve? Evidence from West Germany 1980-2004. Nürnberg: IAB. (IAB discussion paper, 2007,14).

Bellmann, Lutz; Blien, Uwe (1996): Die Lohnkurve in den neunziger Jahren. Der Zusammenhang zwischen regionalen Durchschnittslöhnen und regionaler Arbeitslosigkeit in einer Mehrebenenanalyse mit dem IAB-Betriebspanel. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 29, S. 467–470.

Bellmann, Lutz; Blien, Uwe (2001): Wage curve analyses of establishment data from Western Germany. *Industrial & Labor Relations Review* 54, S. 851–863.

Blanchflower, David G.; Oswald, Andrew J. (1989): The Wage Curve. National Bureau of Economic Research, Inc. (NBER Working Papers, 3181).

Blanchflower, David G.; Oswald, Andrew J. (1990): The Wage Curve. *Scandinavian Journal of Economics* 92, S. 215–235.

Blanchflower, David G.; Oswald, Andrew J. (1994a): An introduction to the wage curve. Hanover, NH, (Working paper, Department of Economics, Dartmouth College, 94,13).

Blanchflower, David G.; Oswald, Andrew J. (1994b): The wage curve. Cambridge, Mass.: MIT Press.

Blanchflower, David G.; Oswald, Andrew J. (1995): An introduction to the wage curve. *Journal of economic perspectives* 9, S. 153–167.

Blanchflower, David G.; Oswald, Andrew J. (1996): Effizienzentlohnung und die deutsche Lohnkurve. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 29, S. 460–466.

Blanchflower, David G.; Oswald, Andrew J. (2005): *The wage curve reloaded*. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research (NBER working paper series, 11338).

Blien, Uwe (1995): Die Lohnkurve von 1989. Eine Mehrebenenanalyse zum Zusammenhang von regionalen Durchschnittslöhnen und der regionalen Arbeitslosenquote. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 28, S. 155–170.

Blien, Uwe (2003): Die Lohnkurve. Auswirkungen der regionalen Arbeitslosigkeit auf das Lohnniveau. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 36, S. 439–460.

Buscher, Herbert S. (2003): Gibt es eine Lohnkurve in den neuen Bundesländern? *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 36, S. 461–475.

Büttner, Thiess (1996): Die Lohnkurve in den westdeutschen Kreisen. Eine Analyse auf der Basis regionaler Durchschnittslöhne. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 29, S. 475–478.

Büttner, Thiess (1999): The effect of unemployment, aggregate wages, and spatial contiguity on local wages. An investigation with German district level data. *Papers in Regional Science* 78, S. 47–67.

Büttner, Thiess; Fitzenberger, Bernd (1998): Central wage bargaining and local wage flexibility. Evidence from the entire wage distribution. Mannheim: ZEW (Discussion paper / ZEW, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH Labour economics, human resources and social security, 98-39).

Card, David (1995): The Wage Curve: A Review. *Journal of Economic Literature* 33, S. 785–799.

Eckey, Hans-Friedrich; Kosfeld, Reinhold; Türck, Matthias (2005): Regional convergence in Germany. A geographically weighted regression approach. *Spatial Economic Analysis* 2, S. 45–64.

Eckey, Hans-Friedrich; Kosfeld, Reinhold; Türck, Matthias (2006): Abgrenzung deutscher Arbeitsmarktregionen. *Raumforschung und Raumordnung* 64, S. 299–309.

Elhorst, J. Paul; Blien, Uwe; Wolf, Katja (2007): New evidence on the wage curve. A spatial panel approach. *International Regional Science Review* 30, S. 173–191.

Fotheringham, Alexander Stewart; Brunsdon, Chris; Charlton, Martin (2002): Geographically weighted regression. The analysis of spatially varying relationships. Chichester: Wiley.

Frenkel, Michael R.; Hemmer, Hans-Rimbert (1999): *Grundlagen der Wachstumstheorie*. München: Vahlen (Vahlens Handbücher der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften).

Gerlach, Knut; Wagner, Joachim (1995): Regionale Lohnunterschiede und Arbeitslosigkeit in Deutschland. Ein Beitrag zur Lohnkurven-Diskussion. In: Gerlach, Knut (Hg.): *Determinanten der Lohnbildung. Theoretische und empirische Untersuchungen*. Berlin: Ed. Sigma (Sozialwissenschaftliche Arbeitsmarktforschung, N.F., Bd. 3 /// N.F.,3), S. 94–116.

Groot, Wim; Mekkelholt, Eddie W.; Oosterbeek, Hessel (1992): Further evidence on the wage curve. *Economics Letters* 38, S. 355–259.

Jakoby, Herbert (1990): *Regionale Lohnstrukturen. Eine theoretische und empirische Analyse regionaler Lohnunterschiede*. Frankfurt a. M. [u.a.]: Campus-Verl. (Sozialwissenschaftliche Arbeitsmarktforschung, 20).

Kosfeld, Reinhold; Eckey, Hans-Friedrich; Lauridsen, Jørgen (2007): Disparities in prices and income across German NUTS 3 regions. Forthcoming: *Applied Economics Quarterly*.