

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Thiess Büttner

Die Lohnkurve in den westdeutschen Kreisen – eine
Analyse auf der Basis regionaler Durchschnittslöhne

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunkt-Heft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104 zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de: (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de: (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de: Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten: Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Die Lohnkurve in den westdeutschen Kreisen – eine Analyse auf der Basis regionaler Durchschnittslöhne

Thiess Büttner, Konstanz*

Auf der Basis von Durchschnittslöhnen in der Industrie der 327 westdeutschen Kreise für die Jahre 1987-1993 wird der Einfluß der regionalen Arbeitslosenquote auf die Entlohnung überprüft. Der Einfluß der sektoralen Lohnstruktur wird mit tief gegliederten Daten über die sektorale Zusammensetzung der Beschäftigung in den Kreisen abgefangen. Durch Berücksichtigung von räumlicher Korrelation in den Löhnen wird versucht, die Abhängigkeit von der Wahl der räumlichen Untersuchungseinheiten zu verringern.

Es zeigt sich für die zwei verwendeten unterschiedlichen Lohndaten jeweils ein hochsignifikanter, aber schwacher Einfluß der Arbeitslosenquote auf das Lohnniveau. Im Bereich überdurchschnittlicher Arbeitslosenquoten flacht die Lohnkurve ab.

Von den anderen Variablen hat vor allem die sektorale Lohnstruktur einen deutlichen Einfluß. Im Fall der aus der amtlichen Statistik gewonnenen lokalen Jahreslöhne findet sich ceteris paribus eine Proportionalität zum lokalen Durchschnitt der nationalen sektoralen Löhne. Neben der Abhängigkeit von der Entlohnung in der Nachbarschaft werden auch siedlungsstrukturelle Einflüsse gefunden.

Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Ansatz
- 3 Verwendete Daten
- 4 Resultate
- 5 Fazit

1 Einleitung

Dieser Beitrag stellt Methoden und Ergebnisse einer empirischen Untersuchung zur Lohnkurve mit Daten für Landkreise und kreisfreie Städte in den alten Bundesländern vor. Der Schwerpunkt der Analyse liegt auf der Berücksichtigung der sektoralen Lohnstruktur und auf der räumlichen Abgrenzung der Arbeitsmärkte.

2 Ansatz

Die empirische Bestimmung der Lohnkurve steht vor dem Problem, die Beziehung zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit von den anderen Bestimmungsgrößen der regionalen Lohnstruktur zu trennen. Aufgrund der Unterschiedlichkeit der sektoralen Zusammensetzung der Regionen und der institutionellen Ausgestaltung der Lohnverhandlungen in Deutschland kommt hierbei der sektoralen Lohnstruktur eine besondere Bedeutung zu. Um die sektorale Lohnstruktur in die Lohnkurve zu integrieren, wird angenommen, daß regionale und sektorale Faktoren einen separaten Einfluß auf den Lohn in der folgenden Form haben:

$$(1) \quad \ln w(i, r, t) = d(i, t) - b \ln u(r, t)$$

$w(i, r, t)$ bezeichnet den Lohnsatz im Sektor i in Region r im Jahr t , $u(r, t)$ ist die Arbeitslosenquote in Region r im Jahr t

und $d(i, t)$ ist eine sektorspezifische zeitabhängige Größe, die insbesondere vom sektoralen Tariflohn bestimmt wird. Der Parameter b ist die zentrale Elastizität der Lohnkurve, die für alle Sektoren und Regionen als gleich angenommen wird. Approximativ gilt auf der nationalen Ebene:

$$(2) \quad \ln w(i, t) = d(i, t) - b \ln u(t)$$

Durch Einsetzen ergibt sich für die sektorale Lohnkurve:

$$(3) \quad \ln w(i, r, t) = \ln w(i, t) - b [\ln u(r, t) - \ln u(t)]$$

Wenn kein Unterschied zwischen regionaler und nationaler Arbeitslosenquote besteht, ist der regionale Lohnsatz eines Sektors gleich dem nationalen. Nach Summierung über die Sektoren folgt für den regionalen Durchschnittslohn:

$$(4) \quad \ln w(r, t) = c(t) + \ln \left[\sum_i a(i, r, t) w(i, t) \right] - b \ln u(r, t)$$

$a(i, r, t)$ bezeichnet den Beschäftigungsanteil von Sektor i in Region r zum Zeitpunkt t . Gemäß (4) entspricht der regionale Lohn dem regionalen Durchschnitt der nationalen sektoralen Löhne bis auf eine zeitabhängige Konstante und dem Effekt der regionalen Arbeitslosigkeit entsprechend der Lohnkurvenhypothese. Gleichung (3) behandelt positive und negative Abweichungen zwischen der regionalen und der nationalen Arbeitslosenquote gleich. Im deutschen Kontext wird jedoch der sektorale Tariflohn auf nationaler Ebene im Rahmen von Lohnverhandlungen bestimmt und wirkt als Mindestlohn. So ist für (3) und damit auch für (4) eher eine Nichtlinearität zu erwarten, indem bei hoher regionaler Arbeitslosenquote die Tariflohnschranke greift und die Elastizität im Extremfall gegen Null geht.

Ein zweites grundsätzliches Problem besteht in der Abgrenzung der Regionen. Durch Standortentscheidungen der Akteure am Arbeitsmarkt, insbesondere durch Migration und Pendeln, läßt sich keine exakte Abgrenzung der räumlichen Arbeitsmärkte finden. Alle Arbeitsmarktbedingungen einer benachbarten Region sind potentiell auch Bestimmungsgrößen der Entlohnung in der betrachteten Region. Die Übertragungseffekte zwischen den Regionen lassen sich durch die Aufnahme der „räumlich verzögerten“ Lohnvariable in den Schätzansatz berücksichtigen.¹ Hierzu wird eine räumliche Gewichtungsmatrix W verwendet, die zeilenweise für jede Region die inverse Entfernung zu den benachbarten Regio-

* Dipl. Volkswirt, Lic. oec. int. Thiess Büttner ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Forschungsschwerpunkt Internationale Arbeitsmarktforschung an der Universität Konstanz.

Der Autor dankt vor allem D. Blanchflower und B. Fitzenberger für hilfreiche Kommentare. U. Lehmann, M. Koller und A. Tassinopoulos sei für die Unterstützung bei den Daten gedankt. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors.

¹ Für eine Einführung in die Regression mit räumlichen Variablen s. Anselin (1988).

nen enthält. Unter Berücksichtigung von Gleichung (4) gilt dann für den Lohn in Region r im Jahr t:

$$(5) \quad \ln w(r, t) = \rho W(r, \cdot) \ln w(\cdot, t) + \ln \left[\sum_i a(i, r, t) w(i, t) \right] - b \ln u(r, t) + c(t)$$

Multiplikation des Vektors der Löhne in allen Regionen in $w(\cdot, t)$ mit der r-ten Zeile der Gewichtungsmatrix $W(r, \cdot)$ ergibt einen gewichteten Durchschnitt der Löhne in den mit Region r benachbarten Regionen. Der Koeffizient ρ gibt den Grad der räumlichen Korrelation an, welcher mit der Wahl der räumlichen Einheiten variiert.

3 Verwendete Daten

Die Untersuchungseinheiten der Analyse sind kleinräumig gewählt: Der Datensatz enthält Löhne und Lohndeterminanten der Jahre 1987 bis 1993 für die 327 Landkreise und kreisfreien Städte der alten Bundesländer ohne West Berlin (vgl. Anhang).

Tabelle 1 zeigt einige deskriptive Statistiken der über die 7 Jahre gepoolten Variablen.

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken der gepoolten Variablen

Variable	Mini- mum	Maxi- mum	Mittel- wert	Var.- koeff.
Jahreslohn in 1000 DM*	31.63	79.77	48.35	0.145
reg. Mittel sektoraler Jahreslöhne in 1000 DM*	38.82	65.51	51.84	0.067
Tageslohn (Beschäftigtenstat.) in DM*	80.48	170.95	113.81	0.129
Arbeitslosenquote in Prozent	2.3	17.8	7.19	0.404
Arbeiterstunden in 1000 je Industriebeschäft.	0.38	1.51	1.13	0.129
Anteil Frauen an den soz. vers. pfl. Beschäft.	0.249	0.519	0.415	0.103
Anteil Hochqualifizierter an d. soz.vers.pfl. Be.	0.013	0.205	0.042	0.564
Anteil Geringqualifiz. an d. soz.vers.pfl. Be.	0.217	0.539	0.331	0.125
Anteil Teilzeitbeschäftigter an d. soz.vers.pfl.Be.	0.038	0.157	0.087	0.230

* in Preisen von 1991

Der aus den regionalen Beschäftigungsanteilen von 33 Industriesektoren gebildete Durchschnitt der sektoralen Löhne liegt im Mittel etwas über dem Jahreslohn. Dabei sind die Spannweite und der Variationskoeffizient geringer. Wegen der eingeschränkten Verfügbarkeit der Daten sind die Arbeiterstunden auf die Beschäftigten insgesamt bezogen. Auch gelten die vier Anteilswerte nicht für die Industrie, sondern für die sozialversicherungspflichtig Beschäftigten insgesamt.

4 Resultate

Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse verschiedener Schätzungen mit den gepoolten Variablen. Die ersten vier Regressionen sind mit der Methode der kleinsten Quadrate (KQ) durchgeführt, die beiden letzten Regressionen enthalten die räumlich ver-

² Die Standardfehler sind jeweils auf der Basis von 4.500 künstlichen Stichproben berechnet. Während im gängigen Bootstrap-Verfahren der Zusammenhang zwischen den Beobachtungen durch die Ziehungen verloren geht, wird im Block-Bootstrap nur die erste Beobachtung eines Blocks zufällig gezogen, und es werden vermutet abhängige Beobachtungen in den Block mit aufgenommen (vgl. Efron / Tibshirani 1993). Indem neben den zeitlichen auch die räumlichen Beziehungen berücksichtigt werden, kann das Block-Bootstrap-Verfahren auch direkt auf die Maximum-Likelihoodschätzung angewendet werden. Über das Verhalten des Likelihoodschätzers unter Verletzung seiner Annahmen ist zwar wenig bekannt, jedoch ergab sich an keiner Stelle ein signifikanter Bias.

³ Der Wald Test auf Basis der robusten Standardfehler gibt eine Prüfgröße von 452.8 bei 326 Freiheitsgraden.

zögerte Lohnvariable und sind deswegen mit einem Maximum Likelihood Ansatz (ML) geschätzt. Da Heteroskedastie sowie zeitliche und räumliche Autokorrelation erkennbar sind, wurden für alle Regressionen robuste Standardfehler mit einem Block-Bootstrap-Ansatz berechnet.² Die ausgewiesenen t-Werte sind unter Verwendung der robusten Standardfehler berechnet. Die erste Spalte zeigt Schätzergebnisse des Jahreslohns auf Arbeitslosigkeit, das regionale Mittel sektoraler Löhne, Periodendummies und auf die Stundenvariable. Die zweite Spalte enthält zusätzlich fixe Regionaleffekte. Auf der Basis dieser Schätzung wird die Vernachlässigung der regionsspezifischen Effekte abgelehnt.³ Offenbar zeigt sich die Lohnkurve im Sinne eines signifikant negativen Koeffizienten der regionalen Arbeitslosenquote erst in der zweiten Spalte, nach Aufnahme der fixen Effekte. Der Koeffizient für den sektoralen Lohndurchschnitt ist nach Aufnahme der fixen Effekte, wie es der Erwartung entspricht, signifikant von 0, aber nicht von 1 unterschieden. In der Regression der dritten Spalte sind nun weitere Variablen aufgenommen, welche Unterschiede in den regionalen Ausstattungen beschreiben. Nur bezüglich des Anteils der Hochqualifizierten zeigt sich ein signifikanter Effekt. Die Lohnkurvenelastizität wird mit 1,9 % geschätzt.

Die Bedeutung des sektoralen Lohndurchschnitts für dieses Resultat wird in der folgenden 4. Spalte deutlich. Sie weist Resultate einer Schätzung mit sektoralen Beschäftigungsanteilen anstelle des Lohndurchschnitts aus. Das Bestimmtheitsmaß zeigt eine geringere Erklärungskraft dieses Ansatzes an, die Lohnkurvenelastizität ist etwas kleiner.

In der fünften Spalte ist nun das Resultat der Schätzung des vollspezifizierten Modells mit räumlich verzögerter endoge-

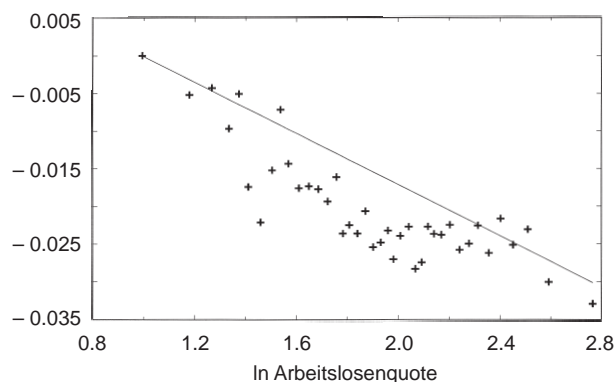
Tabelle 2: Schätzungen der Lohnkurve

Abhängige Variable:	Jahreslohn				Tageslohn	
	KQ	KQ	KQ	KQ	ML	ML
Methode:	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Periodendummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Regionsdummies	nein	ja	ja	ja	ja	ja
Sektorale Beschäftigungsanteile	nein	nein	nein	ja	nein	nein
Zahl der Beobachtungen	2289 (327 Kreise im Zeitraum 1987 bis 1993)					
erklärende Variable:	Koeffizient (t-Wert in Klammern)					
ln(Lohn in der Nachbarschaft)	—	—	—	—	0.20 (3.79)	0.29 (5.87)
ln(Arbeitslosenquote)	0.015 (1.05)	-0.016 (-2.45)	-0.019 (2.89)	-0.015 (2.32)	-0.017 (-2.72)	-0.017 (-4.39)
ln(sektoraler Lohndurchschnitt)	1.29 (13.57)	1.16 (6.39)	1.03 (5.60)	—	1.00 (5.48)	0.39 (4.57)
ln(Arbeiterstunden/Beschäftigte)	-0.43 (-10.9)	0.05 (1.16)	0.07 (1.55)	0.08 (1.91)	0.07 (1.66)	-0.01 (0.84)
ln(Anteil Frauen)	—	—	-0.10 (-1.46)	-0.20 (-3.07)	-0.08 (-1.23)	-0.24 (-4.26)
ln(Anteil gering Qualifizierter)	—	—	-0.01 (-0.33)	0.01 (0.32)	-0.01 (-0.36)	-0.06 (-2.28)
ln(Anteil hoch Qualifizierter)	—	—	0.05 (3.17)	0.05 (3.96)	0.05 (3.16)	0.05 (3.53)
ln(Anteil Teilzeitbeschäftigter)	—	—	0.02 (0.74)	0.03 (1.67)	0.01 (0.72)	0.05 (4.19)
Konstante	-1.26 (-3.28)	—	—	—	—	—
Bestimmtheitsmaß	0.81	0.64	0.74	0.67	0.79	0.83

ner Variable angegeben. Es zeigt sich deutlich eine positive Korrelation zwischen den Lohnsätzen benachbarter Regionen. Zugleich verringert sich die Elastizität der Lohnkurve gegenüber der Schätzung in Spalte 3 auf 1,7 %. Dies erscheint sinnvoll, denn diese Elastizität gibt hier den Einfluß der regionalen Arbeitslosenquote bei konstantem Lohn in der Nachbarschaft an. Steigt die Arbeitslosenquote auch in den Nachbarregionen und werden alle Übertragungseffekte zu den Nachbarregionen berücksichtigt, ergibt sich die Elastizität mit maximal 2,1 %.⁴

In der letzten Spalte sind Ergebnisse unter Verwendung des Tageslohns aufgeführt, um die Unabhängigkeit des Resultats von den verwendeten Lohndaten zu belegen. Vermutlich durch systematische Unterschiede in den verwendeten Lohnstatistiken verursacht, findet sich hier keine Proportionalität zum sektoralen Lohndurchschnitt. Die stärkere Signifikanz der Ausstattungsvariablen kann umgekehrt auch damit erklärt werden, daß hier die gleiche Datenquelle wie bei der abhängigen Variable verwendet wurde. Bei allen Unterschieden ist allerdings die Lohnkurvenelastizität mit 1,7 % identisch mit dem vorherigen Resultat.

Abbildung 1: Unrestringierte Lohnkurve



Um Hinweise auf den funktionalen Verlauf der Lohnkurve zu erhalten, wurde die Verteilung der Arbeitslosenquote in gleichbesetzte Intervalle unterteilt, für die dann anstelle der Arbeitslosenquote Dummies in die Schätzung eingesetzt wurden (vgl. Blanchflower / Oswald 1994b). Abbildung 1 zeigt die Koeffizienten der Dummies aus einer Schätzung mit Jahreslöhnen entsprechend Spalte 5 in Tabelle 2. Da die Dummyvariable für das erste von 40 Intervallen ausgelassen ist, geben die Koeffizienten die Relation des errechneten Lohnsatzes zum Lohnsatz in den Regionen mit der geringsten Arbeitslosenquote an. Die geschätzte Lohnkurve ist als durchgezogene Linie abgebildet. Die Grafik läßt eine stärkere Nichtlinearität mit Abflachen der Lohnkurve in den Intervallen mit höherer Arbeitslosenquote erkennen.⁵

Da die fixen Regionaleffekte für das Auffinden der Lohnkurve von Bedeutung sind, wurden sie in einem weiteren Schritt auf Strukturmerkmale, nämlich die siedlungsstrukturellen Gebietstypen der BfLR regressiert. Um den Schätzfehler zu

⁴ Dies ergibt sich aus der zeilenweisen Normierung der räumlichen Gewichtungsmatrix (s. Anselin 1988). Sie erlaubt die Berechnung des Faktors für die Berücksichtigung der Übertragungseffekte mit $1/(1-0.2)$ wobei 0.2 der geschätzte räumliche Korrelationskoeffizient ist. Es läßt sich an dieser Stelle auch ableiten, daß der geschätzte Einfluß der Arbeitslosigkeit mit der Größe der zugrundegelegten räumlichen Einheiten steigt, solange Übertragungseffekte zwischen den Regionen bestehen.

⁵ Für die Intervalle oberhalb von 5,9 % läßt sich die Gleichheit der Koeffizienten nicht verwerfen. Der Wald Test auf der Basis der robusten Standardfehler gibt eine Prüfgröße von 28.0 bei 24 Freiheitsgraden.

berücksichtigen, wurde die robuste Varianz-Kovarianzmatrix der fixen Effekte mit Hilfe eines Minimum-Distanz-Ansatzes in der Schätzung verwendet (vgl. Greene 1993). Tabelle 3 zeigt Ergebnisse für die fixen Effekte der Regression mit Jahreslöhnen und räumlich verzögerter abhängiger Variable (vgl. Spalte 5 in Tabelle 2).

Tabelle 3: Minimum-Distanz-Schätzung der fixen Regressionseffekte. Zahl der Beobachtungen: 327

erklärende Variable:	Koeff.	(t-Wert)
Kernstädte in Reg. mit großen Verdichtungsräumen	0.123	(7.82)
Hochverdichtete Kreise in Reg. mit großen Verdichtungsräumen	0.056	(3.84)
Verdichtete Kreise in Reg. mit großen Verdichtungsräumen	0.045	(2.47)
ländliche Kreise in Reg. mit großen Verdichtungsräumen	0.005	(0.25)
Kernstädte in Reg. mit Verdichtungsansätzen	0.097	(5.71)
Verdichtete Kreise in Reg. mit Verdichtungsansätzen	0.024	(1.72)
ländliche Kreise in Reg. mit Verdichtungsansätzen	0.007	(0.46)
Verdichtete Kreise in ländlich geprägten Regionen	0.046	(4.04)
Konstante	-0.395	(-41.3)
Test der Momentenrestriktionen 319.51		

Da für den Kreistyp „Ländliche Kreise in ländlich geprägten Regionen“ keine Dummyvariable eingesetzt wurde, geben die Koeffizienten die relative Lohnposition gegenüber diesem Kreistypus an. Es zeigen sich deutlich positive Effekte mit bis zu 12 % höheren Löhnen für Städte. Die Entlohnung in verdichteten Kreisen liegt um circa 5 % höher. Für die beiden anderen ländlich geprägten Kreistypen finden sich keine Unterschiede in der Entlohnung.

5 Fazit

Nach Kontrolle für die sektorale Lohnstruktur und Berücksichtigung von fixen Regionaleffekten wurde für Industrielöhne aus zwei verschiedenen Datenquellen eine Lohnkurve mit der verhältnismäßig geringen Elastizität des Lohnniveaus bezüglich der Arbeitslosenquote von ungefähr 2 % gefunden. Es gibt allerdings Hinweise auf eine stärkere Nichtlinearität mit Abflachen der Lohnkurve bei höherer Arbeitslosenquote. Zumindest im Falle der Jahreslöhne setzt sich die nationale sektorale Lohnstruktur auf Kreisebene unverändert fort.

Geographische Effekte in der Lohnstruktur sind in Form von positiver Korrelation der Entlohnung zwischen benachbarten Regionen und in dem Einfluß der Siedlungsstruktur gegeben.

Anhang:

Die Definitionen und Quellen der Daten sind wie folgt:

- Jahreslohn: Lohn- und Gehaltssumme bezogen auf jahresdurchschnittlich Beschäftigte im Bergbau und verarbeitenden Gewerbe nach Kreisen (Quelle: Statistische Landesämter)
- Tageslohn: Stichtagslohn der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in den industriellen Wirtschaftsbereichen nach Kreisen (jeweils am 30.6., Quelle: Datenbank Regaris des IAB)
- Arbeitslosenquote nach Kreisen (Quelle: Datenbank Regaris des IAB)
- Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte nach Wirtschaftszweigen und Kreisen (jeweils 30.06., Quelle: Beschäftigtenstatistik)

- Lohn- und Gehaltssumme bezogen auf jahresdurchschnittlich Beschäftigte nach Sektoren (Quelle: Stat. Bundesamt FS 4, Reihe 4.1.4)
- Anteile der Arbeiter an den Beschäftigten nach Sektoren (Quelle: *ibid.*)
- Arbeiterstunden im Bergbau und verarbeitenden Gewerbe nach Kreisen (Quelle: Statistische Landesämter)
- Quote der Frauen an den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten nach Kreisen (jeweils 30.6., Quelle: Beschäftigtenstatistik)
- Quoten der Geringqualifizierten (ohne abgeschlossene Berufsausbildung) und der Hochqualifizierten (mit Abschluß an höherer Fachschule, Hochschule, Universität) an den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten nach Kreisen (jeweils 30.6., Quelle: Beschäftigtenstatistik)
- Quote der Teilzeitbeschäftigten an den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten nach Kreisen (jeweils 30.6., Quelle: Beschäftigtenstatistik)
- Strukturelle Kreistypen (Quelle: BfLR)
- Entfernungen zwischen den Verwaltungssitzen nach Kreisen (Quelle: IfAG)
- Preisindex für den privaten Verbrauch, Jahreswerte (Quelle: DIW)

Das Literaturverzeichnis findet sich auf Seite 500