

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Uwe Blien

Die Lohnkurve von 1989
Eine Mehrebenenanalyse zum Zusammenhang
von regionalen Durchschnittslöhnen und der
regionalen Arbeitslosenquote

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 von 1989

Eine Mehrebenenanalyse zum Zusammenhang von regionalen Durchschnittslöhnen und der regionalen Arbeitslosenquote

Uwe Blien*

Im Rahmen des IAB-Projektschwerpunkts „Regionale Lohnstrukturen“ wird der Zusammenhang zwischen Lohn und Arbeitslosigkeit untersucht. Dazu wird der Ansatz von Blanchflower und Oswald zur sogenannten „Lohnkurve“ getestet. Die Lohnkurve ist eine nichtlineare inverse Beziehung zwischen der regionalen Arbeitslosenquote und dem regionalen Lohnniveau: Hohe Arbeitslosigkeit verbindet sich mit eher niedrigen Löhnen. Die theoretische Fundierung des Zusammenhangs erfolgt über Verhandlungs- und Effizienzlohnmodelle.

Der Test der Lohnkurve basiert auf Daten der IAB-Beschäftigtenstichprobe und auf Arbeitslosenquoten für Kreise und Länder der Bundesrepublik Deutschland (West) jeweils für 1989. Die verwendeten neuentwickelten Verfahren der Mehrebenenanalyse sind zur empirischen Mikrofundierung makro- und regionalökonomischer Zusammenhänge besonders gut geeignet. Derartige Methoden basieren auf Modellen mit zufälligen Koeffizienten.

Die Ergebnisse bestätigen die Existenz einer Lohnkurve, die allerdings in der Bundesrepublik flacher als in anderen Ländern verläuft. Die Elastizität der Entlohnung im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit beträgt ca. $-0,046$ auf der Ebene von Ländern (oder $-0,049$ auf der Ebene von Kreisen). Der mit der Arbeitslosigkeit verbundene Erwartungswert für den Unterschied der Löhne zwischen Bremen und Baden-Württemberg beträgt demnach rund 5%.

Der gefundene Zusammenhang ist zunächst rein statistisch, d. h. korrelativ zu interpretieren. Wie sich die regionalen Lohnniveaus bei sich ändernden regionalen Arbeitslosenquoten entwickeln, ist weiteren Untersuchungen vorbehalten, die derzeit vorbereitet werden.

Gliederung

- 1 Einführung
- 2 Zur Theorie und Empirie der Lohnkurve
- 3 Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland (West) und Folgerungen für die eigene Analyse
- 4 Wahl der Regionaleinheiten
- 5 Daten
- 6 Modellierung im Rahmen einer Mehrebenenanalyse
- 7 Die Modellschätzung
- 8 Ergebnisse zur Lohnkurve
- 9 Ergebnisdiskussion und Folgerungen
- 10 Eine Perspektive für die weitere Forschung

Literaturverzeichnis

1 Einführung

Die vorliegende Untersuchung beschäftigt sich mit einem für die Volkswirtschaftslehre fundamentalen Zusammenhang: der Beziehung zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit, die

hier auf regionaler Ebene analysiert wird. Dieser Zusammenhang wurde bereits in vielen Studien intensiv untersucht, z.B. in Verbindung mit der Phillipskurve. Eine neue Arbeit lohnt sich dennoch, da neue Erkenntnisse vorliegen.

In verschiedenen europäischen Ländern und in Übersee wurden in jüngster Zeit empirische Analysen durchgeführt, die nahelegen, daß sich überdurchschnittlich hohe regionale Arbeitslosigkeit in eher unterdurchschnittlicher Entlohnung auswirkt. Auf der Grundlage dieser Resultate haben Blanchflower und Oswald (1995) ein „statistisches Gesetz der Ökonomie“ formuliert, wonach eine Verdoppelung der Arbeitslosigkeit zu um rund 10% niedrigeren Löhnen in den betreffenden Regionen führt. Dieser Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Entlohnung wurde von ihnen „Lohnkurve“ genannt.

Existiert auch in den Regionen Westdeutschlands eine solche Lohnkurve? Zu dieser Frage wird hier eine Untersuchung vorgelegt. Sie ist gleichzeitig ein Test für alternative Auffassungen, nach denen die Löhne kaum regional differenziert sind bzw. tendenziell sogar positiv mit der Arbeitslosigkeit korrelieren.

Die Arbeiten sind Teil eines größeren Schwerpunkts der Regionalforschung, in dessen Rahmen in Zukunft Analysen zu vielfältigen Arbeitsmarktbedingungen und -entwicklungen durchgeführt werden sollen. Der Ansatz wurde möglich durch qualitative Fortschritte auf zwei Gebieten: verbessert hat sich die Versorgung mit Daten und die Leistungsfähigkeit der statistischen Methoden.

Die verwendeten Daten kommen zum einen Teil aus der Beschäftigtenstatistik und zum anderen aus der im Aufbau befindlichen REGARIS-Datenbank.¹ Die Verfügbarkeit der IAB-Beschäftigtenstichprobe erlaubt eine deutlich verbesserte Ausgangsbasis bei der empirischen Analyse vieler wichtiger Fragen des Arbeitsmarktes. Nie zuvor stand in der Bundesrepublik eine derart differenzierte Informationsquelle mit Massendaten, die detaillierte Regionalisierungen und Längs-

* Der Autor dankt M. Wiedenbeck (ZUMA) für vielfältige Unterstützung, N. Longford (ETS, Princeton) für Hilfe bei der Durchführung der Mehrebenenanalysen, W. Schiebel für die Implementation des VARCL-Programms, M. Pickel für die Erstellung der Grafiken, S. Bender, J. Hilzendingen und H. Rudolph für die Aufbereitung der IAB-Beschäftigtenstichprobe und S. Bender, F. Hirschenauer, W. Karr, W. Klauer, M. Koller und H. Leikeb (alle IAB) für die intensive Diskussion früherer Fassungen der Arbeit. Jede Verantwortung für die Durchführung und Darstellung der Untersuchung und für ihre Ergebnisse verbleibt jedoch beim Autor. Dr. Uwe Blien ist Wiss. Mitarbeiter im IAB.

¹ REGARIS (Regionales Arbeitsmarkt-Informationssystem des IAB, vgl. Koller et al. 1994) ist ein großes Basisprojekt, in dessen Rahmen vielfältige inhaltliche Analysen und Prognosen geplant sind. Es wird den Datenzugang der Regionalforschung im IAB erheblich verbessern, da Kern von REGARIS eine im Aufbau befindliche statistische Datenbank für Aggregatdaten ist, in der BA-interne Informationen und externe statistische Angaben (z. B. des Statistischen Bundesamtes) über Regionen nach einem einheitlichen formalen Schema aufbereitet und zusammengestellt werden.

schnitte einschließt, für vielfältige Arbeiten zur Verfügung. Die vorliegende Arbeit nützt die vorhandenen, umfangreichen Daten, schöpft ihren vollen Umfang jedoch noch nicht aus, da hier nur ein Jahr, 1989, betrachtet wird.

Auf der Seite der Methoden werden für die Analysen besonders leistungsfähige ökonomische Verfahren eingesetzt, die der Fortschritt der mathematischen Statistik und der EDV in den letzten Jahren möglich gemacht hat. Sogenannte Mehrebenenanalysen erlauben die Zusammenführung von Mikro- und Makroperspektiven. Dies ist eine wichtige Forderung an die empirisch arbeitende Ökonomie und Soziologie. Anders als die Behelfe der Vergangenheit erlauben die neuen Methoden den Ausschluß einer bestimmten Klasse von möglichen Irrtümern beim Schluß von den statistischen Ergebnissen auf die ökonomische Realität. Hier kann zum ersten Mal ein Modell für Beschäftigte, Kreise und Länder, also mit drei Ebenen, für die Fragestellung verwendet werden. Der vorliegende Artikel gibt einen Zwischenstand der Arbeiten wieder.

Die durchgeführten Analysen sind relevant für makro- und regionalökonomische Fragestellungen. Sie stehen für einen allgemeinen Trend, durch die Bezugnahme auf Regionen für generelle makroökonomische Analysen 'an Varianz zu gewinnen' (vgl. Krugman 1991). Wo bei empirischen Untersuchungen mit makroökonomischen Daten lediglich einige Zeitpunkte für eine Aussage zur Verfügung stehen, enthalten Regionaldaten zusätzlich eine Querschnittsinformation, d. h. eine Vielzahl von Meßpunkten.

Gleichzeitig sind die Analysen für genuin regionalökonomische Fragen relevant. Konsequenzen ergeben sich z. B. für die Abgrenzung regionaler Arbeitsmärkte und die Betrachtung ihrer Entwicklung.

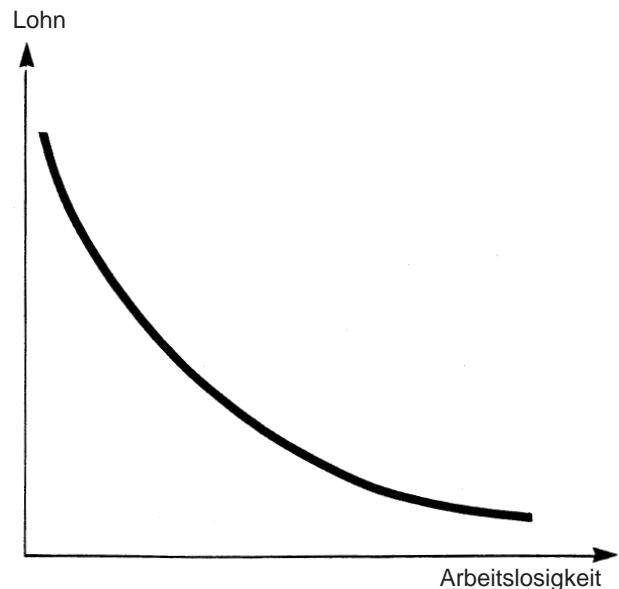
2 Zur Theorie und Empirie der Lohnkurve

In den neunziger Jahren wurde die in der ökonomischen Wissenschaft breit geführte Diskussion über das Verhältnis von Arbeitslosigkeit und Entlohnung um die Einführung der sogenannten „Lohnkurve“ bereichert. Blanchflower und Oswald (vgl. 1990, 1992, 1994a, 1994b, 1995, Oswald 1994, für einen Überblick vgl. Card 1995) stellten in viel beachteten empirischen Untersuchungen für eine größere Anzahl von Ländern fest (z. B. für die USA, das Vereinigte Königreich, für Südkorea und Italien), daß in Regionen mit hoher Arbeitslosigkeit tendenziell eher niedrige Löhne bezahlt werden. Die Elastizität der Löhne im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit beträgt jeweils etwa -0.1. Eine Verdoppelung der Arbeitslosenquote ist demnach mit um ca. 10% niedrigeren Löhnen assoziiert. Eine idealisierte Lohnkurve hat die in Abb. 1 angegebene Gestalt.

Im Unterschied zu den 'klassischen' Untersuchungen zur Phillipskurve verwenden Blanchflower und Oswald Mikrodaten für ihre Analysen. Auf diese Weise können sie die in den Regionen unterschiedliche Verteilung von Beschäftigten und Arbeitsplätzen kontrollieren und Aufschluß über die 'bereinigte' Wirkung der Arbeitslosigkeit erhalten.

Zur theoretischen Begründung der Lohnkurve ziehen Blanchflower und Oswald die Theorie der impliziten Kontrakte sowie Effizienzlohn- und Verhandlungsansätze heran. Die Kon-

Abbildung 1: Idealisierte Lohnkurve für Regionen nach Blanchflower/Oswald



trakttheorie wird hier nicht näher betrachtet (vgl. dazu Blanchflower/Oswald 1994 b, Kapitel 3.1), da sie relativ weitgehende Voraussetzungen im Hinblick auf die Wirksamkeit der Konkurrenz auf dem Arbeitsmarkt macht. Sie behandelt Firmen und Arbeitskräfte als eine Einheit, die den wechselseitigen Nutzen maximieren. Die anderen beiden Ansätze unterscheiden sich danach, welcher der beiden Typen von am Arbeitsmarkt relevanten Akteuren – entweder Arbeitskräfte oder Firmen – für die Herausbildung der Lohnunterschiede primär verantwortlich ist.

Im Verhandlungsansatz² wird in der Regel auf formalisierten Modellen der mathematischen Spieltheorie aufgebaut, die hier nicht in extenso ausgebreitet werden sollen. Im allgemeinen wird in folgender Weise argumentiert: Ist die Ertragslage der Unternehmen schlecht, was in Regionen mit hoher Arbeitslosigkeit eher der Fall sein wird, so werden Gewerkschaften niedrigere Löhne fordern. Ihre Durchsetzungsfähigkeit sinkt unter diesen Umständen.

Dieses Argument ist im Fall der Bundesrepublik allerdings weniger relevant, da hier die Lohnverhandlungen zentralisiert ablaufen. Allerdings gibt es nach Branchen stark unterschiedliche Elemente einer Regionalisierung der Tarifpolitik (vgl. Bispinck et al. 1995), deren Effekte quantitativ schwer abschätzbar sind.

Darüber hinaus wirkt sich Arbeitslosigkeit negativ auf die Position einzelner Arbeitskräfte aus. Wer umgekehrt bei hohem Beschäftigtenstand unter vielen angebotenen Stellen wählen kann, wird tendenziell eine relativ günstige Bezahlung für sich erreichen können.

Diese Begründung ist dann identisch mit der relativ trivialen Tatsache, daß der Verkäufer einer Ware einen vergleichsweise niedrigen Preis verlangen kann, wenn die ihm gegenüberstehende Nachfrage klein ist. Aber gibt es überhaupt Spielraum für ein derartiges Verhalten? Sind in der Bundesrepublik die Löhne nicht durch tarifrechtliche Bestimmungen institutionell fixiert? Als Antwort kann auf die begrenzte Wirksamkeit der Tariflöhne verwiesen werden. Aus verschiedenen Untersuchungen ist bekannt, daß hierzulande die Effektivlöhne von den Tariflöhnen um ca. 10 % abweichen.³ Darum gibt es einigen Spielraum für regionale Lohnschwankungen.

² Vgl. Blanchflower/Oswald (1990) und (1994b, Kap. 3.3), ähnliche Modelle finden sich in: Layard/Nikell/Jackman (1991, Kap. 2), vgl. Franz (1992) und Vogt (1995).

³ Nach Bellmann/Kohaut (1995) beträgt die Abweichung 8 %, Meyer (1995) findet für das verarbeitende Gewerbe einen Wert von 11 %.

Zur Begründung dieser Lohnvariation kann auch mit Effizienzlöhnen argumentiert werden. Effizienzlohnmodelle gehören seit den achtziger Jahre zu den Grundbestandteilen der Arbeitsmarkttheorie. In derartigen theoretischen Modellen verhalten sich hohe Löhne und Arbeitslosigkeit substitutiv im Hinblick auf das Problem der Firmen, sich eine stabile und leistungsfähige Belegschaft zu sichern. In diesem Fall zahlen Firmen bei niedriger Arbeitslosigkeit aus eigenem Interesse relativ hohe Löhne. In den betreffenden theoretischen Ansätzen wird Effizienzlöhnen die Funktion zugeschrieben, Arbeitskräfte zu hohen Leistungen anzuregen und ihre Fluktuation zu senken. Drei Argumente können unterschieden werden:

– In jenem Ansatz, der auf Arbeitsplatzwechsel abstellt („Labour-turnover approach“, Schlicht 1978) ist Ausgangspunkt der Überlegungen, daß bei niedriger Arbeitslosigkeit die Beschäftigten einer Firma auch anderswo eine neue Stelle finden können. In diesem Fall würden dem betreffenden Betrieb wertvolle betriebsspezifische Qualifikationen verlorengehen. Er versucht aus diesem Grund, potentielle Konkurrenten mit relativ hohen Löhnen zu überbieten, um eine Belohnung für Betriebsstreue zu bieten.

– In jenem Ansatz, der betriebliche Rekrutierungsvorgänge untersucht („Labour-Selection-Approach“, Weiss 1980), muß ein Betrieb bei Vollbeschäftigung vergleichsweise hohe Löhne zahlen, um qualifizierte und leistungsfähige Arbeitskräfte anzulocken.

– In der Variante der Effizienzlohnansätze, die das Leistungsverhalten der Arbeitskräfte betrachtet („Shirking-Approach“, Shapiro, Stiglitz 1984), dienen hohe Löhne dazu, Arbeitskräfte zu besonders hoher Leistung zu motivieren. Arbeitsverträge legen das Niveau der Arbeitsleistung nur sehr allgemein fest. Ein Grundproblem betrieblicher Personalpolitik ist demgemäß, Leistungsanreize zu bieten.

In all diesen Ansätzen lohnt es sich für Betriebe, relativ hohe Löhne zu zahlen. Diese Löhne sind u. U. höher als mit Vollbeschäftigung vereinbar wäre. Man kann sich anhand des Turnover-Ansatzes verdeutlichen, daß bei Arbeitslosigkeit die Notwendigkeit für die Betriebe entfällt, überdurchschnittliche Löhne zu zahlen: die Fluktuation der Arbeitskräfte sinkt ohnehin aus Mangel an Alternativen.

Die auf den genannten Grundideen aufbauenden theoretischen Modelle sind in der Arbeitsökonomie seit den achtziger Jahren wohlbekannt, auf ihre nähere Darstellung sei darum hier verzichtet (vgl. für einen zusammenfassenden Überblick Blien 1986). Es kommt hier nicht darauf an, den Prozeß der Lohnbildung allgemein zu untersuchen. Nur die Folgerungen für die regionale Differenzierung der Löhne sind wichtig, d. h. jene Konsequenzen, die sich aus den Modellen für das Lohnkurvenproblem ableiten lassen.⁴

Da sich in den Effizienzlohnansätzen Unterbeschäftigung und höhere Entlohnung substitutiv verhalten, kann in folgender Weise argumentiert werden: Hat sich in einer Region Arbeitslosigkeit herausgebildet, z. B. als Ergebnis eines exogenen Schocks, den man sich als Branchenkrise verdeutlichen kann,

werden Lohnsteigerungen niedriger ausfallen als in anderen Regionen mit relativ hoher Beschäftigung. Der Zusammenhang zwischen dem regionalen Lohnniveau w_j und der Arbeitslosigkeit u_j hat dann folgende Gestalt (j ist ein Regionsindex):

$$w_j = f(u_j, X_j), \quad (1)$$

wobei: $\partial w / \partial u < 0$ und: $\partial^2 w / \partial u^2 > 0$

Die Lage der Lohnkurve f ist noch durch zahlreiche regionalspezifische Variablen (z. B. durch die regionale Branchenbesetzung) bestimmt, die durch den Vektor X angezeigt werden. Die Form der zweiten Ableitung ergibt sich aus zusätzlichen theoretischen Überlegungen im Rahmen der verwendeten Verhandlungs- und Effizienzlohnansätze, die eine Nichtlinearität des Zusammenhangs nahelegen. Aus (1) ergibt sich die unterstellte Wirkungsrichtung von der Arbeitslosigkeit auf die Entlohnung, die in der Theorie zugrundegelegt wird.

Die darauf aufbauenden empirischen Untersuchungen werden im allgemeinen in Regressionsschätzungen mit Mikrodaten und mit fixen Effekten (Dummyvariablen) für einzelne Regionen durchgeführt. Auf diese Weise soll die Heterogenität der Regionen berücksichtigt werden. Diese Heterogenität schlägt sich in nur beschränkter Mobilität nieder, da Wechsel kostspielig sind.

Die durch Gleichung (1) (vgl. auch Abbildung 1) definierte Lohnkurve ersetzt die übliche Arbeitsangebotsfunktion ökonomischer Analysen. Blanchflower und Oswald gehen davon aus, daß eine gemeinsame Lohnkurve für alle Regionen existiert. Unterschiedliche Niveaus der Arbeitslosigkeit werden dann durch unterschiedliche Niveaus der regionalen wirtschaftlichen Aktivität und damit durch unterschiedliche Lagen der Arbeitskräftenachfragefunktion hergestellt.

Bei Blanchflower und Oswald sowie bei Layard, Nickell, Jackman (1991, Kapitel 3, vgl. auch dies. 1994) und Carlin, Soskice (1990, Kapitel 17) finden sich jeweils analoge Ableitungen. Der Unterschied der Theorie der Lohnkurve zu den inzwischen gängigen Überlegungen und Untersuchungen von Layard et al. besteht insbesondere darin, daß letztere eine modifizierte Phillipskurve entwickeln. Die Arbeitslosigkeit wird also zu Lohnsteigerungen in Beziehung gesetzt, während in der Theorie der Lohnkurve mit absoluten Niveaus der Lohnhöhe argumentiert wird.

3 Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland (West) und Folgerungen für eine eigene Analyse

Blanchflower und Oswald haben im Rahmen ihrer Vergleiche für die Arbeitsmärkte verschiedener Nationen auch für bundesdeutsche Regionen eine Analyse mit ALLBUS-Daten durchgeführt, die inzwischen veröffentlicht wurde (1994b). Der ALLBUS ist eine Wiederholungsbefragung, die regelmäßig vom Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen (ZUMA) durchgeführt wird und der Sozialwissenschaft allgemein zur Verfügung steht.

Zusätzlich zu den Mikrodaten des ALLBUS wurden geschlechtsspezifische Arbeitslosenquoten auf der Ebene von Bundesländern (nach Angaben von Eurostat) in die Analyse einbezogen. Gemäß einer Regressionsschätzung führt die Arbeitslosigkeit zu erheblichen Unterschieden in der Entlohnung. Die Elastizität beträgt in einer typischen Modellspezifikation $-0,26$ (vgl. Tabelle 1, auch zu den im folgenden genannten Ergebnissen). Ihr Absolutbetrag wird also sogar für

⁴ Vgl. Blanchflower/ Oswald (1994b, Kapitel 3.2, die Ableitung ist leicht modifiziert in Blien 1994 nachvollzogen). Hier sei noch darauf hingewiesen, daß die Lohnkurve auch in anderen als dem verwendeten Effizienzlohnmodell von Shapiro/Stiglitz enthalten ist. So läßt sich z. B. Schlichts (1978: 342) Gleichung (12) als Lohnkurve interpretieren, die die entsprechenden Eigenschaften aufweist (vgl. Gleichung 13).

Tabelle 1: Untersuchungen zur Lohnkurve in der Bundesrepublik Deutschland (West) (jeweils nur ein Teil der Ergebnisse dargestellt). Ein * zeigt eine mindestens auf dem 5% Niveau signifikante Elastizität an

Untersuchung	Regionaleinheit	Daten	Elastizität Lohn/Arbeitslosigkeit	Fixed Effects (Dummies für Regionen)
Blanchflower/ Oswald (1994b)	Bundesländer	ALLBUS 1986-91	-0,260* -0,013	ja nein
Gerlach/ Wagner (1993), Wagner (1994b)	Bundesländer	SOEP 1984-90 BiBB/IAB 1979/85	-0,060 -0,049* -0,130* -0,025	ja nein ja nein
Wagner (1994a)	Raumordnungs- regionen (nur Niedersachsen)	Betriebsdaten 1988-90	0,036 -0,086*	ja nein
Blien (1994)	Kreise	IAB-Beschäftig- tenstichprobe 1989	-0,043*	(Mehrebenenmodell)
Blien (1995)	Regierungs- bezirke	dito	-0,039*	dito
Rendtel/ Schwarze (1995)	Raumordnungs- regionen	SOEP 1985/89/93	Kleine Elastizität < 0, für $u < \approx 10\%$ > 0, für $u > \approx 11\%$	(Varianzkomponen- tenmodell)
Schwarze (1995)	Raumordnungs- regionen	Aggregatdaten 1985/89	-0,135*	ja

erheblich größer geschätzt als in den USA und in Großbritannien! Könnte dieses Ergebnis bestätigt werden, so wäre dies eine außerordentliche Überraschung.

In der ökonomischen Forschung der Bundesrepublik wurde die Lohnkurvenhypothese durch Gerlach und Wagner (1993, vgl. Wagner 1994a) bekannt gemacht und Ende 1993 auf einer Tagung des SAMF vorgestellt, bevor Blanchflower und Oswalds Ergebnis veröffentlicht wurde. Gerlach und Wagner unternahmen selbst eine Studie für die westdeutsche Länder. Sie erhielten mit Daten der BiBB/IAB-Erhebung für 1979 und 1985 eine Elastizität von -0,13 (in einem Fixed Effects Modell). Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) für 1984-1990 ergaben jedoch kleinere Werte.

Firmendaten für Niedersachsen mit Arbeitslosenquoten für Raumordnungsregionen, mit denen Wagner (1994a) zusätzlich eine Analyse durchführte, ergaben sogar z. T. positive Korrelationen zwischen Arbeitslosigkeit und Entlohnung.

Untersuchungen von Rendtel und Schwarze (1995) wurden wiederum mit Paneldaten des SOEP durchgeführt. Sie verwendeten verschiedene Modellansätze, von denen insbesondere jene mit einem verallgemeinerten Varianzkomponentenmodell interessant sind. Dies ist nämlich ein besonders innovativer Ansatz, da er die Abhängigkeit der Beobachtungen sowohl in der Zeit wie innerhalb von Regionen, also in 2 Dimensionen, berücksichtigen kann.

Die Ergebnisse beinhalten nur schwache Wirkungen der Arbeitslosigkeit auf das regionale Lohnniveau. Sie sind nicht signifikant und deuten zudem einen U-förmigen Verlauf an, der der Lohnkurvenhypothese widerspricht.

Eine Aggregatdatenuntersuchung von Schwarze (1995) erbrachte demgegenüber wiederum eine Bestätigung der Lohnkurve. An dieser Untersuchung ist insbesondere interessant, daß hier ein Indikator für das Preisniveau einbezogen werden konnte. Die verwendeten Baulandpreise hatten jedoch keinen signifikanten Zusammenhang zum regionalen Lohnniveau.

Man sieht, daß schnell eine Vielfalt an Untersuchungen zur Lohnkurvenhypothese durchgeführt wurde, die jedoch widersprüchliche Ergebnisse erbrachten. Allerdings haben diese Analysen jeweils mit erheblichen Datenproblemen zu kämpfen gehabt. Die verwendeten Stichproben sind (mit Ausnahme der BiBB/IAB-Erhebung) relativ klein, dies setzt Regionalanalysen enge Schranken.

Darum wurde – angestoßen durch die Arbeiten von Gerlach und Wagner – eine eigene Untersuchung begonnen, die die Vorzüge der breiten Datenbasis aus der Beschäftigtenstatistik im Verein mit kleinräumlicher Regionalinformation nutzt. Der hier vorgelegte Zwischenstand der Arbeiten beinhaltet eine Fortsetzung gegenüber mehreren Konferenzbeiträgen (Blien 1994, 1995, Blien/ Wiedenbeck/ Armingier 1994), in denen der Schwerpunkt auf methodische Probleme gelegt wurde und bereits einzelne Ergebnisse präsentiert werden konnten. Auf diese wird weiter unten noch kurz eingegangen.

Für die eigenen Arbeiten haben jene von Jakoby (1990) den Charakter eines Vorbilds, da er ebenfalls Daten der Beschäftigtenstatistik zusammen mit Aggregatdaten für Lohnanalysen verwendete. Tatsächlich fand er auf Kreisebene signifikante lineare Effekte der Arbeitslosigkeit (von -0,0137 (1976) und -0,0053 (1982) (Jakoby 1990: 52)). Seine Untersuchung war jedoch unabhängig von der Lohnkurvendiskussion und konnte den Merkmalskatalog der Beschäftigtenstatistik nicht vollständig nutzen.

Zum Abschluß dieses kurzen Überblicks über den Forschungsstand sei auf eine zum Lohnkurvenansatz konträre Sicht des Arbeitsmarktes verwiesen, die z. B. prominent von Siebert vertreten wird. Danach ist die in der Bundesrepublik feststellbare Arbeitslosigkeit partiell Folge einer mangelnden Lohndifferenzierung, u. a. in regionaler Hinsicht. Das Argument kann sich auf theoretische Ansätze aus der Ökonomie stützen (vgl. z. B. Harris/ Todaro 1970) und hat in empirischer Hinsicht zwei Teile: Zum einen wird angeführt, daß die Lohnstruktur nach Bundesländern im Zeitablauf nicht auf die Arbeitslosigkeit reagiert und sogar eine Nivellierung parallel zu

steigenden Unterschieden in der Beschäftigungssituation eintritt (vgl. Siebert 1994: 130ff. und Sieberts abweichende Meinung im Gutachten des Sachverständigenrats von 1993/94, Ziff. 387). Dieses Längsschnittargument konkurriert nicht unbedingt mit der Lohnkurvenhypothese, da es eine umgekehrte Kausalität voraussetzt wie die Theorie, die bei dieser zugrunde gelegt wird. Von Siebert wird auf die Dynamik des Arbeitsmarktes abgestellt und nicht auf Gleichgewichtszustände, wie sie durch die Lohnkurve beschrieben werden.

Zum anderen bezieht sich Siebert jedoch auch auf einzelne Zeitpunkte, also auf Querschnitte: „Es paßt nicht zusammen, daß in Bundesländern mit großer Arbeitslosigkeit hohe Löhne gezahlt werden, die über dem oder eng am Länderdurchschnitt liegen, so im Jahr 1990 in Hamburg, Niedersachsen, Bremen, Berlin-West, Nordrhein-Westfalen und im Saarland“ (Siebert 1994: 132). Empirische Basis dieser Aussagen ist ein Vergleich der Stundenverdienste in der Industrie und der Arbeitslosigkeit.

Gemäß Siebert sind somit Arbeitslosigkeit oder Entlohnung im Querschnitt unkorreliert oder sogar positiv assoziiert. Demnach müßte sich eine Beziehung zwischen Lohn und Arbeitslosigkeit herstellen lassen, die graphisch als Kurve dargestellt waagrecht verläuft oder sogar eine positive Steigung hätte. Dies kann im folgenden empirisch geprüft werden.

4 Wahl der Regionaleinheiten

Es empfiehlt sich, den Zusammenhang von Entlohnung und Arbeitslosigkeit bei verschiedenen räumlichen Gliederungen zu untersuchen, um Aufschluß über die Existenz und Stabilität von Lohnkurven zu erhalten. Die Variation in der Definition von Regionen ist wichtig, da zunächst unbekannt ist, welche Gebietseinheiten die in der Theorie zugrundegelegten regionalen Arbeitsmärkte am besten widerspiegeln.

Generell stellt die Abgrenzung regionaler Arbeitsmärkte ein durchaus interessantes Thema der Regionalökonomie dar (vgl. Eckey 1988). Kriterien für die Abgrenzung sind im vorliegenden Zusammenhang die relative Homogenität im Hinblick auf die Angebots- und Nachfragebedingungen am Arbeitsmarkt und die relative Abgeschlossenheit im Hinblick auf Pendelverflechtungen. Das Problem wird dadurch verschärft, daß sich Arbeitslosigkeitsangaben auf den Wohnort, Beschäftigungsdaten auf den Arbeitsort beziehen. Derartige Lokalisationsprobleme können in den Daten enthaltene Zusammenhänge verwischen.

Eine freie Definition der Gebietseinheiten ist normalerweise nicht möglich, da die verfügbaren Daten sich i. d. R. auf administrative Gebietseinheiten beziehen.

Tabelle 2: Landkreise und kreisfreie Städte mit Extremwerten für die Arbeitslosenquote (Jahresdurchschnitt von 1989)

St. Bremerhaven	16,7	Esslingen	2,7
St. Wilhelmshaven	15,7	Rottweil	3,1
St. Flensburg	15,3	Böblingen	3,1
St. Gelsenkirchen	15,2	Biberach	3,1
St. Emden	14,9	Enzkreis	3,2
Wittmund	14,8	Hohenlohekreis	3,2
Lüchow-Dannenberg	14,5	Freising	3,3
St. Herne	14,3	München	3,4

Für die hier vorzunehmende Untersuchung wurden einerseits Stadt- und Landkreise, andererseits Bundesländer ausgewählt. Kreise entsprechen stärker dem Homogenitätskriterium, Bundesländer eher der Abgeschlossenheitsbedingung. Tests mit Daten für Regierungsbezirke wurden bereits durchgeführt.

Die Durchschnittswerte der Arbeitslosigkeit unterscheiden sich auf der Ebene der 11 Länder weniger als auf der Ebene der 328 Kreise. Dies ist zu erwarten, da die Zusammenfassung der Kreise zu Ländern einer künstlichen Homogenisierung entspricht. Tabelle 2 zeigt die Extremwerte für Kreise. Tabelle 5 enthält in Spalte 1 Arbeitslosenquoten für die 11 Länder. Ein beträchtliches regionales Gefälle wird jeweils deutlich.

5 Daten

Eine Besonderheit der empirischen Arbeiten zur Lohnkurve ist die Verwendung von Mikrodaten. Die Vorzüge dieses Datentyps werden von Blanchflower und Oswald nachdrücklich hervorgehoben. Sie sind bestrebt zu zeigen, daß bestimmte, mit Aggregatdaten gemessene Zusammenhänge, die zum Standardwissen der Ökonomie gehören, sich auflösen, wenn sie auf der Ebene von Mikrodaten gemessen werden sollen. Dazu gehört gemäß einer Untersuchung für Großbritannien (Blanchflower/Oswald 1994a) auch die Phillipskurve, ein Ergebnis, das zumindest überrascht.

Die für die Bundesrepublik durchgeführten Untersuchungen von Gerlach und Wagner reproduzieren das in den angelsächsischen Untersuchungen eingeführte Design. Im Standardfall wird mit Mikrodaten eine Lohnfunktion vom Mincer-Typ in einer Regressionsanalyse geschätzt. Zusätzlich werden Aggregatvariablen, insbesondere die Arbeitslosenquote, in diese Funktion hineingesetzt.

Die Bedeutung des Einbezugs von kontrollierenden Variablen wird klar, wenn man sich verdeutlicht, daß – gemäß Testauswertungen (vgl. Tabelle 4, Modell 13) – ohne diese zwischen Arbeitslosigkeit und Einkommen kein signifikanter Zusammenhang besteht. In Wolfsburg wird 1989 ca. 80% mehr verdient als im Bayerischen Wald. Dies hat jedoch nicht nur mit unterschiedlichen Arbeitslosenquoten zu tun, sondern auch mit der ganz unterschiedlichen Verteilung der Firmen und Personen nach Regionen.

Durch den Einbezug von Variablen aus Mikrodaten werden die auf der individuellen Ebene feststellbaren Einflüsse auf das Lohnniveau kontrolliert. Aus diesem Grund werden hier ebenfalls Individualdaten verwendet. Zu ihnen treten dann die regionalen Arbeitslosenquoten, die auf der Ebene von Kreisen bzw. Bundesländern gemessen wurden.

Um Schwierigkeiten mit zu kleinen Stichprobengrößen bei der Regionalisierung zu vermeiden, wird hier als Quelle der Individualdaten eine 0,2% Substichprobe der IAB-Beschäftigtenstichprobe für 1989 verwendet, die mit über 50 000 auswertbaren Fällen hinreichend groß ist. Basis der Auswahl der Substichprobe sind nicht die Personen, sondern die Beschäftigungsfälle.

Auf eine ausführliche Beschreibung der Daten sei hier verzichtet, dazu sei auf entsprechende Veröffentlichungen verwiesen (vgl. vor allem Bender/Hilzendege 1995, siehe auch Rudolph 1986, Alba/Müller/Schimpl-Neimanns 1994). Danach handelt es sich bei dem verwendeten Datenbestand um eine echte Zufallsstichprobe, die aus der Beschäftigtenstatistik gezogen wurde. In dieser sind geringfügig Beschäftigte, Beamte und Selbständige nicht enthalten. Personen, die mehr als die Beitragsbemessungsgrenze verdienen, sind mit dem

jeweils gültigen Wert für diese Abschneidegrenze registriert. Die Beitragsbemessungsgrenze hatte 1989 für Versicherte, die nicht der Knappschaftlichen Rentenversicherung angehörten, den Wert von 6100 DM.

Die abhängige Variable ist der in DM gemessene Bruttolohn, der auf Kalendertage umgerechnet wurde. Alle Fälle mit einem fehlenden Wert in der Einkommensvariablen oder einer Beschäftigungsdauer von unter 8 Tagen wurden aus der Auswertung ausgeschlossen.

Zur Kontrolle der Heterogenität von Regionen werden die meisten in der Beschäftigtenstatistik verfügbaren Variablen in die Analysen einbezogen. Dies sind insbesondere: das Geschlecht, die Berufserfahrung, die Stellung im Beruf, die Qualifikation, die Berufsgruppe (systematisiert in Anlehnung an Blossfeld 1985: 68), die Branchengruppe (definiert in Anlehnung an Dietz 1988: 124, aber mit etwas stärkerer Aufgliederung) und die Betriebsgröße. Bis auf die Berufserfahrung sind dies kategoriale Variablen, die in der üblichen Weise als Sets dichotomer Indikatorvariablen (oder Dummies) rekodiert werden.

Tabelle 3: Schätzergebnisse für die Lohnkurve mit dem Logarithmus der Arbeitslosenquote (gemessen auf der Ebene von Bundesländern)

OLS-Regression und Mehrebenenmodell mit allen Kontrollvariablen im Vergleich

(Ausführliche Darstellung von Modell 4 in Tabelle 4)

Daten über Beschäftigte, Kreise und Länder (jeweils 1989), N = 55265 (0,2% der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnisse Westdeutschlands), abhängige Variable: Logarithmus des Tageslohns

	OLS-Regression		Dreiebenenmodell		Effekt in %
	Koeff.	St. Fehler	Koeff.	St. Fehler	
Konstante	3,9899		4,0098		
Frau	-0,2246	0,0046	-0,2245	0,0047	-20,11
Berufserfahrung	0,0261	0,0004	0,0261	0,0004	2,65
Berufserf. quadr.	-0,0004	0,0000	-0,0005	0,0000	-0,05
Stellung im Beruf (einfacher Arbeiter)					
Azubi	-0,9466	0,0069	-0,9481	0,0070	-61,25
Facharbeiter	0,1054	0,0051	0,1049	0,0051	11,06
Meister	0,2865	0,0117	0,2853	0,0117	33,01
Heimarbeiter	-0,6243	0,0362	-0,6230	0,0362	-46,37
Weibl. höhere Angest.	0,3124	0,0175	0,3094	0,0175	36,26
Weibl. sonst. Angest.	0,1284	0,0069	0,1266	0,0069	13,50
Männl. Angest.	0,2076	0,0068	0,2053	0,0068	22,78
Teilzeit < 18 Std.	-1,0360	0,0110	-1,0379	0,0110	-64,58
Teilzeit ≥ 18 Std.	-0,3489	0,0068	-0,3492	0,0068	-29,48
Qualifikation (ohne Ausbildung)					
Mit berufl. Ausbil.	0,1029	0,0039	0,1031	0,0039	10,86
Abitur	0,0855	0,0116	0,0825	0,0117	8,60
Abi & Berufsausb.	0,1992	0,0103	0,1972	0,0103	21,80
Fachhochschule	0,2340	0,0120	0,2341	0,0120	26,37
Universität	0,2751	0,0112	0,2735	0,0112	31,46
Wirtschaftszweig (primärer Sektor)					
Bergbau	0,1298	0,0137	0,1344	0,0138	14,38
Chemische Ind.	0,1136	0,0116	0,1119	0,0117	11,84
Grundstoffind.	0,1097	0,0116	0,1104	0,0117	11,67
Maschinenbau	0,0775	0,0112	0,0771	0,0112	8,01
Kraftfahrzeugbau	0,1740	0,0132	0,1694	0,0134	18,46
Elektro	0,0394	0,0104	0,0406	0,0105	4,14
Holzverarbeitung	0,0777	0,0119	0,0781	0,0120	8,12
Textil	-0,0615	0,0132	-0,0597	0,0133	-5,79
Nahrungsmittel	-0,0466	0,0120	-0,0440	0,0120	-4,31
Bau	0,0719	0,0108	0,0723	0,0109	7,49
Handel & Transport	0,0071	0,0100	0,0068	0,0101	0,68
Banken & Versich.	0,1634	0,0123	0,1606	0,0123	17,42
Öffentlicher Dienst	-0,0237	0,0106	-0,0225	0,0107	-2,23
Gehobene Dienste	0,0167	0,0105	0,0172	0,0105	1,74
Sonst. Dienste	-0,1472	0,0108	-0,1487	0,0108	-13,82
Berufsgruppe (agrарische Berufe)					
Einfache manuelle B.	0,0387	0,0085	0,0378	0,0085	3,85
Qualif. manuelle B.	0,0273	0,0082	0,0272	0,0083	2,75
Techniker	0,1423	0,0097	0,1419	0,0097	15,25
Ingenieure	0,2007	0,0138	0,2005	0,0139	22,20
Einfache Dienste	0,0087	0,0085	0,0082	0,0085	0,82
Qualifizierte Dienste	0,0668	0,0100	0,0670	0,0100	6,93
Semiprofessionen	0,1919	0,0106	0,1924	0,0106	21,21
Professionen	0,2604	0,0169	0,2619	0,0169	29,94
Einfache Verwalt. B.	0,0148	0,0092	0,0141	0,0092	1,42
Qual. Verwalt. B.	0,1052	0,0087	0,1045	0,0088	11,01
Leitungsfunktionen	0,2610	0,0124	0,2593	0,0124	29,60
Betriebsgröße (1-4 Beschäftigte)					
5-9 Beschäftigte	0,1267	0,0063	0,1272	0,0064	13,57
10-49 B.	0,2263	0,0052	0,2263	0,0053	25,39
50-99 B.	0,2864	0,0061	0,2859	0,0062	33,09
100-199 B.	0,3025	0,0062	0,3015	0,0062	35,19
200-499 B.	0,3320	0,0059	0,3310	0,0059	39,24
500-999 B.	0,3559	0,0066	0,3552	0,0066	42,65
1000-4999 B.	0,3661	0,0062	0,3646	0,0062	44,80
über 4999 B.	0,4042	0,0084	0,4001	0,0086	49,20
Kreistypen (Regionstyp 0)					
Millionenstadt	0,0747	0,0069	0,0741	0,0147	7,69
Regionstyp 1	0,0595	0,0062	0,0452	0,0091	4,63
Regionstyp 2	0,0659	0,0064	0,0508	0,0091	5,21
Regionstyp 3	0,0444	0,0078	0,0379	0,0103	3,86
Regionstyp 4	0,0128	0,0111	0,0061	0,0135	0,61
Regionstyp 5	0,0241	0,0074	0,0192	0,0100	1,94
Regionstyp 6	0,0272	0,0065	0,0178	0,0086	1,80
Regionstyp 7	0,0053	0,0079	-0,0008	0,0098	-0,08
Regionstyp 8	0,0200	0,0073	0,0154	0,0090	1,55
Auf Landesebene gemessene Variable					
ln (Arbeitslosenqu.)	-0,0402	0,0043	-0,0464	0,0139	-4,53

Aus den gleichen Gründen wird zusätzlich zu den Arbeitslosenquoten (Durchschnitt für 1989) als weitere auf Aggregatniveau gemessene Variable der Urbanisierungsgrad verwendet. Das regionale Preisniveau und andere hier wichtige Regionalvariablen, die jedoch leider nicht zur Verfügung stehen, sind nämlich mit der Siedlungsdichte korreliert. Da eine Kontrolle des regionalen Preisniveaus noch nicht möglich war, beziehen sich die im folgenden getroffenen Aussagen ausschließlich auf Nominallohne.

Zur Typisierung der betreffenden Regionen wird eine verbreitete Systematik der Bundesforschungsanstalt für Landeskunde und Raumordnung (BfLR) verwendet (Görmar, Irmen 1991), die um eine weitere Ausprägung („Millionenstadt“) erweitert wird. Diese Typisierung erfolgt auf der Ebene von Kreisen, da die Einkommensunterschiede zwischen Gebieten mit verschiedenem Urbanisierungsgrad relativ kleinräumlich ausgeprägt sind. Basiskategorie bei den Indikatorvariablen für den Regionaltyp ist der ländliche Raum in ländlich geprägten Gebieten. Einen Überblick über alle einbezogenen Variablen gibt Tabelle 3.

Gruppen von Indikatorvariablen sind jeweils mit einer Überschrift versehen und die betreffende Basiskategorie in Klammern angegeben

Gliederung der Variablen, die den Urbanisierungsgrad anzeigen:
 Millionenstadt (nicht gemäß BfLR-Gliederung)
 Regionstyp 1: Kernstädte in Regionen mit großen Verdichtungsräumen
 Regionstyp 2: Hochverdichtete Kreise in Regionen mit großen Verdichtungsräumen
 Regionstyp 3: Verdichtete Kreise in Regionen mit großen Verdichtungsräumen
 Regionstyp 4: Ländliche Kreise in Regionen mit großen Verdichtungsräumen
 Regionstyp 5: Kernstädte in Regionen mit Verdichtungsansätzen
 Regionstyp 6: Verdichtete Kreise in Regionen mit Verdichtungsansätzen
 Regionstyp 7: Ländliche Kreise in Regionen mit Verdichtungsansätzen
 Regionstyp 8: Verdichtete Kreise in ländlich geprägten Regionen

In den Analysen ausgeschlossene Basiskategorie: Regionstyp 0: Ländliche Kreise in ländlich geprägten Regionen

6 Modellierung im Rahmen einer Mehrebenenanalyse

Zum Nachweis des Zusammenhangs zwischen der regionalen Arbeitslosigkeit und dem Lohnniveau muß der Effekt einer regionalen Größe auf eine Variable geschätzt werden, die für einzelne Personen definiert ist. Die Arbeitslosigkeit ist nur für Makroeinheiten, d. h. hier: für Regionen definiert. Der Lohn ist hingegen für einzelne Beschäftigte angebar. Die Frage ist also, wie ein Makro- mit einem Mikromerkmal zusammenhängt.

Natürlich ist es möglich, aus dem Lohn eine Durchschnittsgröße für eine Region zu bilden. Auch die kontrollierenden Variablen, die sich auf die Industrie- und die Berufsstruktur etc. beziehen, können aggregiert werden. Dabei wird jedoch viel Information verschenkt. Aus diesem Grund ist es vorzuziehen, die abhängige Variable, den Lohn w , ebenso auf Individualniveau zu messen, wie die für einzelne Beschäftigte vorliegenden kontrollierenden Variablen.

Eine Reihe weiterer Indikatorvariablen, nämlich jene, die den Urbanisierungsgrad messen, liegen für Kreise vor. Sie sind also Aggregatvariablen, die eine Makrogröße anzeigen.

Die Arbeitslosenquote ist ebenfalls für Regionen definiert. Im vorliegenden Fall sind dies entweder ebenfalls Kreise oder aber Bundesländer. Gehen wir im folgenden zunächst davon aus, daß die Arbeitslosigkeit auf der Ebene von Ländern gemessen werden soll.

In den zur Lohnkurve vorliegenden Untersuchungen wird der Zusammenhang zwischen der regionalen Arbeitslosigkeit und dem Lohnniveau zumeist über eine Lohnfunktion vom Mincer-Typ (Mincer 1974) geschätzt. Diese Spezifikation, die nicht mit der Lohnkurve selbst verwechselt werden darf, enthält das logarithmierte Individualeinkommen w als abhängige Variable. Die unabhängigen Variablen sind ebenfalls auf der Ebene von Mikrodaten definiert. Dieser Ansatz wurde in der Arbeitsökonomie in zahllosen Varianten immer wieder verwendet.

In den Arbeiten von Blanchflower und Oswald werden in diese Lohnfunktion zusätzliche Aggregatvariable aufgenommen, von denen die Arbeitslosenquote die hier wichtigste ist. Bilden wir diese Vorgehensweise nach, erhalten wir ein Modell mit Variablen, die auf drei verschiedenen Graden der Aggregation gemessen wurden. Ein Modell, mit dem der gesuchte statistische Zusammenhang ermittelt werden soll, könnte dann folgende Gestalt haben:

$$\ln \bar{w}_{ijr} = m + \sum_{h=1}^H \beta_h^a x_{hijr} + \sum_{s=1}^S \beta_s^z z_{sijr} + \beta^l u_r + \bar{\varepsilon}_{ijr} \quad (2)$$

In diesem Fall sind x die Variablen, die auf der Individual-ebene gemessen werden (z. B. Branche, Qualifikation, Berufsgruppe, Geschlecht), z steht für eine Gruppe von Variablen, die auf Kreisniveau definiert sind (die Dummies, die den Urbanisierungsgrad anzeigen), β^a , β^z definieren die zugehörigen Regressionskoeffizienten, β^l ist der Koeffizient der Arbeitslosenrate u . Der Index i bezeichnet Beschäftigte, j steht für Kreise, r für Länder. $\bar{\varepsilon}_{ijr}$ ist ein Fehlerterm (Zufallsvariablen sind durch einen Querstrich gekennzeichnet), der zwischen den Beobachtungen unabhängig variiert.

An β^l ist der bereinigte Zusammenhang der Arbeitslosigkeit mit dem Lohnniveau abzulesen. Wird über die Variablen x_h und z_s gemittelt, so daß sich ein Lageparameter γ ergibt, hat die Lohnkurve folgende Gestalt:

$$\ln w_r = \gamma + \beta^l u_r \quad (3)$$

Die Variablen x_h und z_s dienen nur dazu 'störende' sekundäre Effekte herauszurechnen. Um eine vermutete Nichtlinearität des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Entlohnung abzubilden, werden Alternativen getestet, bei denen die Arbeitslosenquote in quadratischer oder logarithmischer Form einbezogen wird.

Die Gleichung (2) könnte in einem Regressionsansatz mit der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) in der üblichen Weise geschätzt werden. Eine solche Vorgehensweise hat jedoch ihre Tücken. Obwohl die Mincerfunktion oft verwendet wird, ist ein spezifisches Problem wenig bekannt, das häufig auftritt und im vorliegenden Fall zu beachten ist.

Wirtschaftssubjekte interagieren in vielfältiger Weise miteinander. In ihren Handlungen sind sie partiell gemeinsamen Bedingungen unterworfen, ihre Präferenzen werden im wechselseitigen Kontakt zumindest überformt. Arbeitskräfte arbeiten gemeinsam im gleichen Betrieb, in der gleichen Region. Sie werden gemeinsam von unbeobachteten Variablen beeinflusst, die auf der Regionalebene wirksam sind. Dies führt zu Abhängigkeiten zwischen den Beobachtungen, die in herkömmlichen Analysen jedoch ignoriert werden. Bei diesen spielt der Kontext, in dem Wirtschaftssubjekte agieren, keine Rolle.

Eine in den achtziger Jahren unter Ökonometrikern geführte Diskussion hat jedoch gezeigt, daß die Verletzung der Unabhängigkeitsannahme für die Beobachtungen fatale Konsequenzen haben kann (vgl. Moulton 1990 für eine anschauliche Darstellung und Blien/ Wiedenbeck/ Arminger 1994 für eine Zusammenfassung).

Ist nun die Unabhängigkeitsannahme eines Regressionsmodells der üblichen Art verletzt, ist die Schätzung der Koeffizienten einer Regressionsgleichung nicht mehr effizient, immerhin aber noch unverzerrt. Die Schätzung der Standardfehler ist jedoch verzerrt. Die Erfahrung zeigt, daß insbesondere die Signifikanztests der Koeffizienten der Regionalvariablen zu günstig ausfallen. Moulton (1990) vermutet, daß aus diesem Grund die Ergebnisse zahlreicher „spurious regressions“ als gültig angesehen werden, wenn in Lohnfunktionen Aggregatvariablen integriert wurden.

Die Verletzung der Unabhängigkeitsannahme wirkt sich besonders problematisch aus, wenn in einer Analyse eine Verbindung von Makro- und Mikroebene gesucht wird, wie hier intendiert. Dabei kommt es gerade auf Makrovariablen an, hier insbesondere auf die Arbeitslosenquote.

Das Problem kann vermieden werden, wenn für die Ermittlung der Lohnkurvenbeziehung kein Modell verwendet wird, das auf der Unabhängigkeitsannahme beruht, sondern ein Mehrebenenmodell, bei dem bewußt Abhängigkeiten zwischen den Beobachtungen zugelassen werden. Es wird angenommen, daß die einzelnen Beobachtungen im Hinblick auf größere Einheiten (hier: Regionen) gruppiert sind. Die Wirkung von Kontexteinflüssen wird überprüft (zur Kontextanalyse vgl. Esser 1988).

Mehrebenenmodelle basieren auf einer Verallgemeinerung bereits gängiger Panelmodelle (vgl. Hsiao 1986), der random effects Modelle. Die Mehrebenenanalyse selbst wurde in der Ökonometrie bisher - soweit bekannt - noch nicht für empirische Fragestellungen eingesetzt. Hier sollen die technischen Besonderheiten dieser Mehrebenenmodelle nicht näher diskutiert werden (vgl. dazu Kreft 1991, Goldstein 1995, Longford 1993, für den Transfer auf das vorliegende ökonometrische Problem Blien/ Wiedenbeck/ Arminger 1994). Es sei

lediglich darauf verwiesen, daß das folgende Modell Abhängigkeiten zwischen den Beobachtungen zuläßt:

$$\ln \bar{w}_{ijr} = m + \sum_{h=1}^H \beta_h^b x_{hijr} + \sum_{s=1}^S \beta_s^k z_{sijr} + \beta^l u_r + \bar{\varepsilon}_{ijr}^b + \bar{\varepsilon}_{jr}^k + \bar{\varepsilon}_r^l \quad (4)$$

Besonderheit des so definierten Mehrebenenmodells, in diesem Fall für drei Ebenen, ist die explizite Aufnahme der Fehlerterme $\bar{\varepsilon}_{ijr}^k$ (ist konstant innerhalb eines Kreises) und $\bar{\varepsilon}_r^l$ (ist konstant innerhalb des gleichen Landes). Der Einfluß unbeobachteter Variablen auf der Regionalebene wird somit in der Modellformulierung berücksichtigt. Die Signifikanztests werden korrigiert.

Die regionsspezifischen Fehlerterme $\bar{\varepsilon}_{ijr}^k$ und $\bar{\varepsilon}_r^l$ kann man sich als zufällige Variation in der Regressionskonstanten vorstellen. Für jede Region wird eine eigene Regressionskonstante geschätzt. Die Fehlerterme bewirken eine Parallelverschiebung der Regressionsgerade (bzw. -hyperebene im Fall der multiplen Regression). Die Aufnahme der Fehlerterme wirkt sich somit ähnlich aus wie die Einbeziehung regionsspezifischer fixer Effekte.⁵

Das beschriebene dreistufige Modell ist insbesondere dann sinnvoll, wenn Arbeitslosigkeit auf der Ebene von Ländern gemessen wird. Doch auch wenn die Arbeitslosigkeit auf der Ebene von Kreisen einbezogen wird, ist ein dreistufiges Modell vorteilhaft. In diesem Fall werden nämlich Verflechtungsbeziehungen zwischen den Kreisen (z. B. in Form von Pendlern) durch die Einbeziehung der Länder abgebildet. Allerdings kann nicht davon ausgegangen werden, daß die Länder im Hinblick auf Pendler besonders trennscharfe Zerlegungen des Gesamtmarktes der Bundesrepublik darstellen (vgl. zu diesem Argument Wagner 1994a, Schwarze 1995).

Unbeobachtete länderspezifische Einflüsse werden jedoch auf diese Weise abgefangen. Dies gilt z. B. für Unterschiede in der Wirtschaftspolitik zwischen Ländern und für Elemente einer Regionalisierung der Tarifpolitik (vgl. Bispinck et al. 1995).

Mit Mehrebenenanalysen kann die durch das Modell „unexplizierte“ Varianz in verschiedene Komponenten zerlegt werden. Darum werden die betreffenden Modelle auch unter die Oberklasse Varianzkomponentenmodelle subsumiert. Für jede Ebene wird eine eigene Komponente ausgewiesen. σ_ε ist die gesamte Restvarianz, σ_b , σ_k , σ_l sind die zu den Beschäftigten, Kreisen und Ländern gehörigen Residualvarianzen. Nach folgenden Formeln können dann R^2 , d. h. Maßzahlen für die jeweilige Varianzaufklärung, spezifisch nach den einzelnen Ebenen definiert werden:

$$R_b^2 = 1 - \sigma_b / \sigma_\varepsilon^0, \quad R_k^2 = 1 - \sigma_k / \sigma_\varepsilon^0, \quad R_l^2 = 1 - \sigma_l / \sigma_\varepsilon^0 \quad (5)$$

Der Index 0 bezeichnet dabei die entsprechende Komponente in einem sogenannten leeren Mehrebenenmodell (auch Nullmodell genannt), das keine erklärende Variablen enthält. Dieses leere Modell ist ein reines Varianzkomponentenmodell, das die Gesamtvarianz der abhängigen Variablen nach den drei Ebenen zerlegt.

⁵ Ein fixed effects Modell kann jedoch nur geschätzt werden, wenn die betreffende Stichprobe mehrere Jahre umfaßt. Im Querschnitt würde eine exakte Multikollinearität auftreten: Der Datenvektor mit Werten für die Arbeitslosigkeit ließe sich als Linearkombination der regionsspezifischen Dummies ausdrücken. Das Modell wäre dann nicht mehr schätzbar. Ein Mehrebenenmodell kann hingegen auch für Querschnitte gerechnet werden.

Mehrebenenmodelle erlauben verschiedene Erweiterungen. Insbesondere ist es möglich, zwischen den Einheiten (hier: Regionen) zufällig variierende Koeffizienten jener Variablen einzuführen, die unterhalb des höchsten Aggregationsniveaus gemessen wurden. So haben Tests gezeigt, daß der Einkommensabstand zwischen Männern und Frauen regionsspezifischen Variationen unterliegt (vgl. Blien 1994). Aus diesem Grund werden zusätzlich Modelle mit einem variablen Koeffizienten der Variablen für das Geschlecht geschätzt. Das Mehrebenenmodell weist dann einen weiteren zufällig variierenden Parameter auf.

Für die Rechnungen wird Longfords (1988) VARCL-Programm verwendet. Es enthält eine Implementation des Fisher-Scoring Algorithmus für Maximum Likelihood. Das Programm erlaubt die Schätzung von Dreiebenenmodellen bei komplexer Parametervariation (d. h. bei zufälliger Variation der Koeffizienten der Variablen) bzw. von Modellen mit bis zu neun Ebenen bei einfacher Parametervariation (wenn nur die Regressionskonstante variiert, wie in (4) angenommen).

7 Die Modellschätzung

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der Modellschätzungen für ein Modell, bei dem die Arbeitslosenquote in logarithmierter Form auf der Ebene von Bundesländern aufgenommen wurde. Die Koeffizienten der Variablen sind in Spalte 1 (Kleinstquadratschätzung unter der Unabhängigkeitsannahme) und Spalte 3 (Mehrebenenanalyse) aufgelistet.

Die Spalten 2 und 4 enthalten die zugehörigen Standardfehler. Die Signifikanz eines Koeffizienten ist näherungsweise nach der üblichen Faustregel abzulesen: Ein Koeffizient ist dann auf dem 95%-Niveau signifikant von Null verschieden, wenn der Standardfehler höchstens halb so groß ist wie der Absolutwert des Koeffizienten.

In Spalte 5 wurde die Wirkung der Variablen gemäß Mehrebenenanalyse in delogarithmierter Form in Prozent angegeben (= $[\exp(\text{Koeffizient}) - 1] * 100$). In diesem Fall kann die Wirkung einer Indikatorvariablen direkt abgelesen werden. Ein Wert von -20,11 bei der Variablen „Frau“ bedeutet demnach, daß eine Frau um diesen Prozentsatz weniger verdient als ein Mann. Die Werte aller anderen Variablen sind dabei als gegeben unterstellt. Bei den intervallskalierten Variablen (nur „Berufserfahrung“, „Berufserfahrung quadriert“ und „Logarithmus der Arbeitslosenquote“) gibt dieser Prozentwert die Wirkung der Variablen bei Veränderung um eine Einheit an.

Bevor die Ergebnisse im Hinblick auf die Lohnkurve interpretiert werden, sei kurz auf die Werte der kontrollierten Variablen eingegangen. Im großen und ganzen entsprechen die Resultate den Erwartungen und decken sich ungefähr mit jenen anderer Untersuchungen (für die Wirtschaftszweiffeffekte vgl. z. B. Wagner 1991, Bellmann/ Möller 1993). Abweichungen sind durch andere Modellspezifikationen und Variablen definitionen zu erklären. Eine Überraschung sind lediglich die großen Effekte der Indikatorvariablen für die Betriebsgröße (vgl. zu etwas kleineren Effekten wiederum Wagner 1991).

Vergleicht man die Koeffizienten der Regression unter der Unabhängigkeitsannahme mit jenen der Mehrebenenanalyse, finden sich nennenswerte Unterschiede allein bei den Regionalvariablen. Bei diesen fallen jedoch die Abweichungen in den Standardfehlern besonders ins Auge. Der Standardfehler

Tabelle 4: Verschiedene Spezifikationen der Lohnkurve im Vergleich bei Verwendung von Dreiebenenmodellen: Beschäftigte, Kreise und Länder

N = 55265 (0,2% der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnisse Westdeutschlands), Daten für 1989
Standardfehler in Klammern, abhängige Variable: Logarithmus des Tageslohns

Modell Nr.	1	2	3	4	5	6 ¹
Arbeitslosenquote Kreis	-0,0173 (0,0037)					
(Arbeitslosenquote Kreis) ²	0,00065(0,0002)					
Ln(Arbeitslosenquote Kreis)			-0,0487 (0,0076)		-0,0479 (0,0089)	-0,0484 (0,0076)
Arbeitslosenquote Land		-0,0172 (0,0106)				
(Arbeitslosenquote Land) ²		0,00068 (0,0006)				
Ln(Arbeitslosenquote Land)				-0,0464 (0,0139)	-0,0028 (0,0158)	
R ² _{Beschäftigte}	0,716	0,716	0,716	0,717	0,716	0,718
R ² _{Kreise}	0,951	0,934	0,950	0,934	0,950	0,944
R ² _{Länder}	0,935	0,935	0,938	0,937	0,938	0,906

Modell Nr.	7	8	9	10 ²⁾	11 ³⁾	12 ⁴⁾	13 ⁵⁾
Arbeitslosenquote Kreis	-0,0057 (0,0010)						
(Arbeitslosenquote Kreis) ²							
Ln(Arbeitslosenquote Kreis)							
Arbeitslosenquote Land		-0,0056 (0,0019)					
(Arbeitslosenquote Land) ²							
Ln(Arbeitslosenquote Land)				-0,0272 (0,0195)	-0,0171 (0,0261)	-0,0779 (0,0179)	-0,0202 (0,0485)
R ² _{Beschäftigte}	0,716	0,716	0,716	0,716	0,690	0,0	0,0
R ² _{Kreise}	0,946	0,934	0,934	0,896	0,790	0,423	0,0
R ² _{Länder}	0,928	0,927	0,801	0,854	0,719	0,981	0,052

In jedem dieser Modelle (Ausnahmen sind in den folgenden Fußnoten angegeben) wurden alle 51 Kontrollvariablen auf der Individualebene und alle 10 Variablen zum Urbanisierungsgrad auf der Kreisebene mit einbezogen (zu den Variablen vgl. Tabelle 3)

¹ Mit auf der Ebene von Kreisen zufällig variiendem Koeffizienten der Geschlechtsvariablen

² ohne Regionstyp

³ ohne Regionstyp und ohne Betriebsgröße

⁴ Nur die Arbeitslosenquote und der Regionstyp einbezogen

⁵ nur die Arbeitslosenquote als erklärende Variable

der Arbeitslosenquote ist im Mehrebenenmodell ca. dreimal so groß wie in der Regression mit Unabhängigkeitsannahme. Der Koeffizient ist gleichwohl auch in der Mehrebenenanalyse signifikant.

An dem geradezu extremen Unterschied bei der Größe der Standardfehler wird der Vorzug der Mehrebenenanalyse deutlich. Mit ihr befindet man sich sozusagen 'auf der sicheren Seite'. Man läuft nicht Gefahr, einen Zusammenhang als überzufällig anzusehen, der 'in Wirklichkeit' insignifikant ist.

Etwas vereinfachend kann man sich das Problem an den Fallzahlen verdeutlichen: Die Berechnung der Signifikanztests basiert im Modell mit der Unabhängigkeitsannahme auf einer falschen Bezugsgröße. Sie erfolgt nicht auf der Grundlage der 11 Länder, sondern ist bezogen auf die 55.265 individuellen

Beschäftigten. Dies wird mit dem Mehrebenenmodell korrigiert.

Zur Berechnung der drei nach Ebenen unterschiedenen Maße für die Varianzaufklärung wird ein leeres Modell berechnet. Danach ist der Anteil der Varianz der abhängigen Variablen $\ln w$, der auf der Kreisebene lokalisiert ist, an der Gesamtvarianz $\sigma_k^0/\sigma_g^0 = 2,072\%$. Jener auf der Landesebene beträgt $\sigma_1^0/\sigma_g^0 = 0,546\%$. Die Höhe der individuellen Löhne ist also überwiegend durch Faktoren bestimmt, die unterhalb der regionalen Ebene ansetzen, also z. B. auf der (hier nicht betrachteten) Firmen- und der Individualebene. Dies ist insofern nicht verwunderlich, als auf der Individualebene viel mehr 'Platz' für Variation ist als auf der Regionsebene.

Die klare Dominanz der Variation auf der Beschäftigtenebene ist ein zentraler Hinweis für die Bedeutung der Verwen-

dung von Individualdaten zur Analyse makro- und regional-ökonomischer Phänomene. Wenn die Hauptstreuung der Daten von der Individualebene stammt, aber nur Makrodaten verwendet werden, können ungleichmäßige Verteilungen der Individuen zwischen den Regionen leicht Makrozusammenhänge verdecken und zu verzerrten Schätzungen führen.

Die verschiedenen R^2 (Tabelle 4, Spalte 4) sind jeweils erstaunlich hoch. In einem formalen Sinne erscheint das Modell somit sehr gut an die Daten angepaßt. Diese formale Modellanpassung vermag jedoch allenfalls Hinweise für die Gültigkeit eines Modells zu geben, da der 'Wert' der Variablen jeweils inhaltlich zu begründen ist. In der Mehrebenenanalyse entsteht als zusätzliches Problem, daß mehrere R^2 zu beachten sind, die zwischen den Ebenen nicht verglichen werden können.

Es sei angemerkt, daß die verschiedenen kontrollierenden Variablen nicht unmittelbar in einem kausalen Sinne interpretiert werden dürfen. Es wird hier nicht angenommen, daß die einbezogenen Merkmale in einem strikten Sinne ein Index z. B. für die Produktivität von Arbeitskräften sind.

Ein Problem ist insbesondere die Vermischung der Ebenen „Betrieb“ und „Beschäftigter“. Alle Effekte auf der Ebene von Firmen, also z. B. jene der Branche und der Betriebsgröße, werden in der vorliegenden Untersuchung auf der Individualebene abgebildet. Da ihre Größe hier nicht für sich interessiert, die betreffenden Variablen lediglich kontrolliert werden, ist dies zulässig. Gleichwohl ist für weitere Projektarbeiten geplant, Firmen als intermediäre Ebene zwischen Regionen und Beschäftigten einzubeziehen.

Die Aufnahme von Parametern wird im Mehrebenenmodell mit der „Devianz“ überprüft. Im vorliegenden Fall sind alle variierenden Parameter bei den einzelnen Modellen (vgl. Tabelle 4) signifikant. Insbesondere verbleiben in allen Modellen signifikante Entlohnungsunterschiede zwischen den einzelnen Regionen. Dies kann als Wirkung von unbeobachteten Regionaleinflüssen bzw. als regionale Arbeitsmarktsegmentation aufgefaßt werden. In einem voll kompetitiven Markt müßten solche regionalen Unterschiede tendenziell verschwinden, es sei denn, sie lassen sich – gemäß der Theorie der kompensierenden Lohndifferentiale (vgl. Blanchflower/Oswald 1994b, z.B.: 47f.) – als bezogen auf die „Lebensqualität“ einer Region begreifen. Ist dies nicht der Fall, tragen die regionalen Lohndifferentiale als eigene Dimension zur sozialen Ungleichheit bei (vgl. Bertram 1992).

8 Ergebnisse zur Lohnkurve

Einen Überblick zu verschiedenen Arten der Spezifikation des Lohnkurvenzusammenhangs gibt Tabelle 4. Hier findet sich das Modell aus Tabelle 3 unter der Spalte 4 wieder. Bei den Modellen 1–9 wurde jeweils lediglich die Spezifikation der Arbeitslosigkeit verändert. Die kontrollierenden Variablen waren die gleichen wie in Tabelle 3 aufgeführt. In den Modellen 10–13 wurden die kontrollierenden Variablen ganz oder teilweise ausgeschlossen. Alle Modelle sind dreistufig.

Beginnen wir mit Modell 13. Es enthält keinerlei kontrollierende Variablen, nur die Arbeitslosenquote in logarithmierter

Form, gemessen auf der Landesebene. Es zeigt sich ein schwacher negativer Effekt, der jedoch nicht signifikant ist.

Bezieht man alle verfügbaren Variablen ein, so zeigt sich für den Logarithmus der Arbeitslosenquote ein Wert von $-0,0464$ (Quote gemessen für Länder, Modell 4, das sich auch in Tabelle 3 findet), bzw. $-0,0487$ (Arbeitslose nach Kreisen, Modell 3). Die Logarithmen lassen sich unmittelbar als Elastizitäten interpretieren. Damit ist der für die Lohnkurve ermittelte Effekt deutlich kleiner als jener, der in internationalen Untersuchungen gefunden wurde. In absoluten Größen ist er ungefähr halb so groß.

In der Bundesrepublik Deutschland (West) scheinen die Löhne auf regionaler Ebene also weniger flexibel zu sein als anderswo. Andererseits läßt sich nicht bestreiten, daß ein Zusammenhang von Arbeitslosigkeit und Entlohnung feststellbar ist. Der Koeffizient hat das erwartete negative Vorzeichen. Höhere Arbeitslosigkeit verbindet sich mit niedrigerer Entlohnung. *Die gefundenen Werte sind im Einklang mit der Lohnkurvenhypothese.*

Die genaue Form des Zusammenhangs wurde durch alternative Spezifikationen der Arbeitslosigkeit geprüft. Zunächst erweist sich als überraschend, daß die Größe des auf Länderebene ermittelten Effekts nahezu mit jener für die Kreisebene übereinstimmt. Der maßgebliche Zusammenhang scheint sich in den größeren Regionaleinheiten jedoch lediglich zu spiegeln: dies zeigen die höheren Maße für die Varianzaufklärung im Fall der Kreisarbeitslosigkeit. Außerdem wurde die Wirkung beider Quoten direkt miteinander verglichen: Im Modell 5 wurden sowohl die Quoten der Landes- wie jene der Kreisebene in die Analyse einbezogen. Es zeigt sich, daß die Kreisquote eindeutig dominiert. Die Landesquote wird nicht signifikant. Allerdings ist dabei zu berücksichtigen, daß die größere Variation auf der Kreisebene stattfindet. Variablen der Landesebene haben lediglich reduzierte Möglichkeiten, überhaupt signifikant zu werden.

Rechnet man mit einem linearen, nicht mit einem logarithmischen Effekt, ergibt sich eine fast ebenso gute Modellanpassung, wie sich mit den Modellen 7 und 8 zeigt. Interessanterweise stimmen erneut die Koeffizienten für Länder- und für Kreisquoten nahezu überein. Nach diesen Ergebnissen kann nicht ausgeschlossen werden, daß der Zusammenhang linear ist.

Bezieht man zu dem linearen Effekt zusätzlich das Quadrat der Arbeitslosenquote ein, ergibt sich für die Länderquote ein insignifikanter Koeffizient (Modell 2). Dies ist ein schönes Beispiel für den Wert der Mehrebenenanalyse, da in der parallel durchgeführten Regression mit Unabhängigkeitsannahme der Koeffizient hochsignifikant ausfällt. Hier würde also die Regression mit der üblichen Annahme zu einem Fehlschluß führen.

Modell 6 weist einen zufällig variierenden Koeffizienten für das Geschlecht auf. Die zugehörige Varianz des Koeffizienten zeigt, daß der Entlohnungsabstand zwischen Männern und Frauen erheblichen regionalen Variationen unterworfen ist. Ein Blick auf die Erwartungswerte für einzelne Kreise ergibt, daß Frauen insbesondere in größeren Städten vergleichsweise besser entlohnt werden. Diesem Faktum wird zu einem späteren Zeitpunkt der Projektarbeiten noch nachzugehen sein. Für die Spezifikation der Lohnkurve ist es jedoch ohne Belang, da sich im Hinblick auf den hier maßgeblichen Koeffizienten nur minimale Unterschiede zu dem entsprechenden Modell mit fixem Geschlechtseffekt feststellen lassen.⁶

⁶ Auch für andere Variablen wurden variierende Koeffizienten getestet, z. B. für die Effekte des Bildungsniveaus. In keinem Fall konnte jedoch eine signifikante Parametervariation gefunden werden. Allerdings sollen diese Untersuchungen zu einem späteren Zeitpunkt der Projektarbeiten noch einmal systematisch aufgenommen werden. Hier werden nur Modelle vorgestellt, in denen die betreffenden Parametervariationen signifikant sind.

Um ein anschauliches Verständnis der Verknüpfung der beiden Variablen zu erlangen, wurde der mit den beiden wichtigsten Modellen für die Arbeitslosigkeit auf Landesebene gewonnene Effekt benutzt, um jenen Lohn zu berechnen, der mit der jeweiligen Quote verbunden ist. Technisch gesehen handelt es sich um einen bedingten Erwartungswert für den Lohn. Er ergibt sich unter Konstanzhaltung aller anderen Variablen bei Variation der Arbeitslosenquote.

Tabelle 5: Arbeitsmarktmerkmale der Länder 1989

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Arbeitslosigkeit	Durchschnittslohn ¹	Durchschnittslohn ²	Residuuum ³	Mit Arbeitslosigkeit „prognostizierter“ Lohneffekt in % Modell 4 ⁴	Modell 8 ⁵
Schleswig-Holstein	9,6	91,94	94,25	100,25	-3,2	-2,7
Hamburg	11,7	107,48	102,42	100,65	-4,0	-3,9
Niedersachsen	10,0	94,86	94,08	100,32	-3,4	-3,0
Bremen	14,6	103,32	100,41	100,15	-5,0	-5,4
Nordrhein-Westfalen	10,0	102,26	104,52	101,16	-3,4	-3,0
Hessen	6,1	103,04	104,73	100,71	-1,3	-0,9
Rheinland-Pfalz	6,9	96,22	98,16	99,22	-1,8	-1,3
Baden-Württemberg	4,5	101,88	103,53	100,98	0,0	0,0
Bayern	5,7	97,07	96,56	98,58	-1,0	-0,7
Saarland	11,0	101,04	101,08	98,67	-3,8	-3,5
Berlin (West)	9,8	101,54	100,97	99,35	-3,3	-2,9

¹ Angaben nach Quartalsmaterial Beschäftigtenstatistik (Ausschluß aller Fälle mit Tageseinkommen < 12 DM), auf Bundesdurchschnitt prozentuiert

² Erwartungswerte für Bundesländer in einem Dreiebenenmodell ohne erklärende Variablen (delogarithmiert), auf Mittelwert prozentuiert

³ Bedingte Erwartungswerte (Residuen auf Landesebene) geschätzt mit Dreiebenenmodell Nr 4, mit allen erklärenden Variablen (delogarithmiert), auf Mittelwert prozentuiert

⁴ nach Modell 4: (vgl. Tabelle 4) $\exp(-0,0464 * \ln(\text{Arbeitslosenquote Land})) - \exp(-0,0464 * \ln(\text{Arbeitslosenquote Baden-W.}))$

⁵ nach Modell 8: (vgl. Tabelle 4) $\exp(-0,0056 * (\text{Arbeitslosenquote Land})) - \exp(-0,0056 * (\text{Arbeitslosenquote Baden-W.}))$

In Tabelle 5 enthält Spalte 5 jene Werte, die auf der Grundlage von Modell 4 berechnet wurden. Für jedes Bundesland wird ermittelt, um wieviel der Durchschnittslohn niedriger ist, wenn die Arbeitslosigkeit höher ausfällt als in Baden-Württemberg. Dies ist das Land mit der niedrigsten Quote. Es wird deshalb als Bezugsbasis verwendet. In entsprechender Weise wird in Spalte 6 auf der Grundlage des in Modell 8 ermittelten Koeffizienten verfahren. Die berechneten Werte entsprechen nicht den Durchschnittszahlen für die Löhne. Diese sind aus den Spalten 2 und 3 zu ersehen.

Die Spalten 5 und 6 machen erhebliche Lohnunterschiede zwischen den Bundesländern deutlich, die mit der Arbeitslosigkeit verknüpft sind. Der prognostizierte Einkommensabstand zwischen Bremen und Baden-Württemberg beträgt 5% im logarithmischen Modell und 5,4% im linearen Modell. Die anderen Bundesländer weisen kleinere Werte auf.

Geht man zur Betrachtung von Kreisen über, sind die Erwartungswerte für die Lohnunterschiede noch größer, da hier stärkere Unterschiede im Hinblick auf die Arbeitslosenquote auftreten als bei Ländern. In der linearen Fassung der Lohnkurve beträgt der erwartete Lohnunterschied z. B. zwischen Wilhelmshaven und Böblingen fast 7%. Dieser Unterschied ist von der gleichen Größenordnung wie jener zwischen einer Millionenstadt und ländlich geprägten Kreisen (Tabelle 3). All diese Werte beziehen sich auf Nominallöhne.

Wie 'gut' sind die hier vorgelegten Abschätzungen? Es wurde schon darauf hingewiesen, daß die verschiedenen Maße für die Varianzaufklärung R^2 sehr hohe Werte aufweisen. Dies verdeutlicht eine gute Modellanpassung, die noch etwas veranschaulicht werden kann. In Tabelle 5, Spalte 4 sind (in % des Mittelwerts) die Erwartungswerte für die einzelnen Länder bei Einbeziehung aller verfügbaren Variablen gemäß Modell 4 eingetragen. Diese Erwartungswerte sind auf den Bundesdurchschnitt prozentuiert. Zieht man 100 ab, entsprechen die Erwartungswerte den Residuen der Schätzung auf der Länderebene ($\bar{\epsilon}_i$). Man sieht, daß die Erwartungswerte sich sehr eng um 100 konzentrieren. Nahezu die gesamte Variation des Einkommens auf der Landesebene kann somit auf die einbezogenen Variablen zurückgeführt werden.

Für Kreise ergeben sich parallele Ergebnisse. In einem leeren Modell beträgt z. B. der Schätzwert für Einkommensabstände zwischen den nebeneinanderliegenden Kreisen von Wolfsburg und Gifhorn 51%. Alle bei der Berechnung der Ergebnisse in Tabelle 3 einbezogenen Variablen reduzieren diesen Abstand auf geringe 5%. So gut ist also das verwendete Modell an die Daten angepaßt.

Die Resultate zur Lohnkurve lassen sich mit jenen zweier früherer Arbeiten vergleichen, bei denen der gleiche Mikrodatensatz verwendet wurde wie in der vorliegenden Untersuchung. In Blien (1994) wurden Zweiebenenmodelle für Beschäftigte und Kreise geschätzt. Es ergaben sich Effekte von -0.043 für den Logarithmus der Quote und -0.0053 für die lineare Version.

In Blien (1995) wurde ein Dreiebenenmodell nach Beschäftigten, Kreisen und Regierungsbezirken geschätzt. Für den Logarithmus der Quote nach Bezirken ergab sich ein Effekt von -0,039. Die früher berechneten Schätzwerte für den Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Entlohnung liegen somit zwar in der Nähe der hier ermittelten, die Koeffizienten sind jedoch etwas kleiner. Wie sind diese Unterschiede zu erklären?

Nach einer einfachen Interpretation entsprechen Länder der räumlichen Struktur von Entlohnungsunterschieden besser als Regierungsbezirke. Auf der Ebene von Ländern schlägt sich der Einfluß von Unterschieden in der Wirtschaftspolitik ebenso nieder wie die Regionalisierung der Tarifpolitik. Im föderativen System der Bundesrepublik sind mit Landesgrenzen tiefere Einschnitte verbunden als mit den Grenzen von Regierungsbezirken.

Dementsprechend vermag die Modellierung in drei Ebenen den Lohnkurvenzusammenhang besser herauszuarbeiten als es mit einem Zweiebenenmodell möglich ist. Die Interdependenzen (z. B. in Form von Pendlerverflechtungen) der auf Kreisebene abgebildeten kleinräumlichen Arbeitsmärkte werden auf diese Weise berücksichtigt. Deshalb tritt der gesuchte Effekt klarer hervor. Da ein Dreiebenenmodell diesen Interdependenzen Rechnung trägt, ist es einem Modell mit nur zwei Ebenen vorzuziehen.

9 Ergebnisdiskussion und Folgerungen

Die Ergebnisse sprechen für die Existenz einer vergleichsweise flachen Lohnkurve in Westdeutschland. Die in den Spalten 5 und 6 von Tabelle 5 eingetragenen Werte sind nichts anderes als alternative Schätzergebnisse für eine Lohnkurve in einer gegenüber Gleichung (3) etwas modifizierten Darstellung. Die Auswahl der Arbeitslosigkeit in Baden-Württemberg als Bezugsgröße erlaubt die Abschätzung des pro-

gnostizierten Lohneffekts der Arbeitslosigkeit in den einzelnen Bundesländern im direkten Vergleich. Eine graphische Umsetzung findet sich in der Abbildung 2.

Die Lohnkurven für Kreise und Länder haben nahezu die gleiche Gestalt, wie die Koeffizienten in Tabelle 4 verdeutlichen. Bezieht man sich jedoch auf eine Basisgröße, die sich von der Arbeitslosigkeit Baden-Württembergs unterscheidet, ergibt sich ein graphisch etwas anderes Bild, wie man aus den entsprechenden Kurven mit Kreisdaten ersehen kann, die sich in Abbildung 3 finden. In diesem Fall wurde nicht der absolut kleinste Wert der Arbeitslosigkeit als Basiswert genommen (Eßlingen 2,7%), sondern der dreifach auftretende Wert von 3,1 %. Beispiele für verschiedene Städte und Kreise wurden ebenfalls eingetragen. Da die betreffenden Lohnkurven auf eine bestimmte Region als Bezugsbasis umgerechnet wurden, könnte man für Abbildung 2 und 3 auch von 'relativen Lohnkurven' sprechen.

Die Modellergebnisse sind ziemlich eindeutig. Mit dem Mehrebenenmodell befindet man sich 'auf der sicheren Seite', die R^2 sind jeweils hoch. Die hier vorgelegte Untersuchung kann dennoch nicht als 'Beweis' für die von Blanchflower und Oswald entwickelten theoretischen Zusammenhänge gewertet werden, nach denen Arbeitslosigkeit einen kausalen Effekt auf das Lohnniveau hat. Es muß allerdings festgehalten werden, daß die Ergebnisse gut zu dieser Theorie passen. In ihr wird ein inverser Zusammenhang von regionaler Entlohnung und Arbeitslosigkeit auf der Grundlage von Verhandlungs- und Effizienzlohnmodellen entwickelt.

Bisher sind verschiedene Autoren, wie z. B. Siebert (1994), von regional nur wenig differenzierten Löhnen ausgegangen.

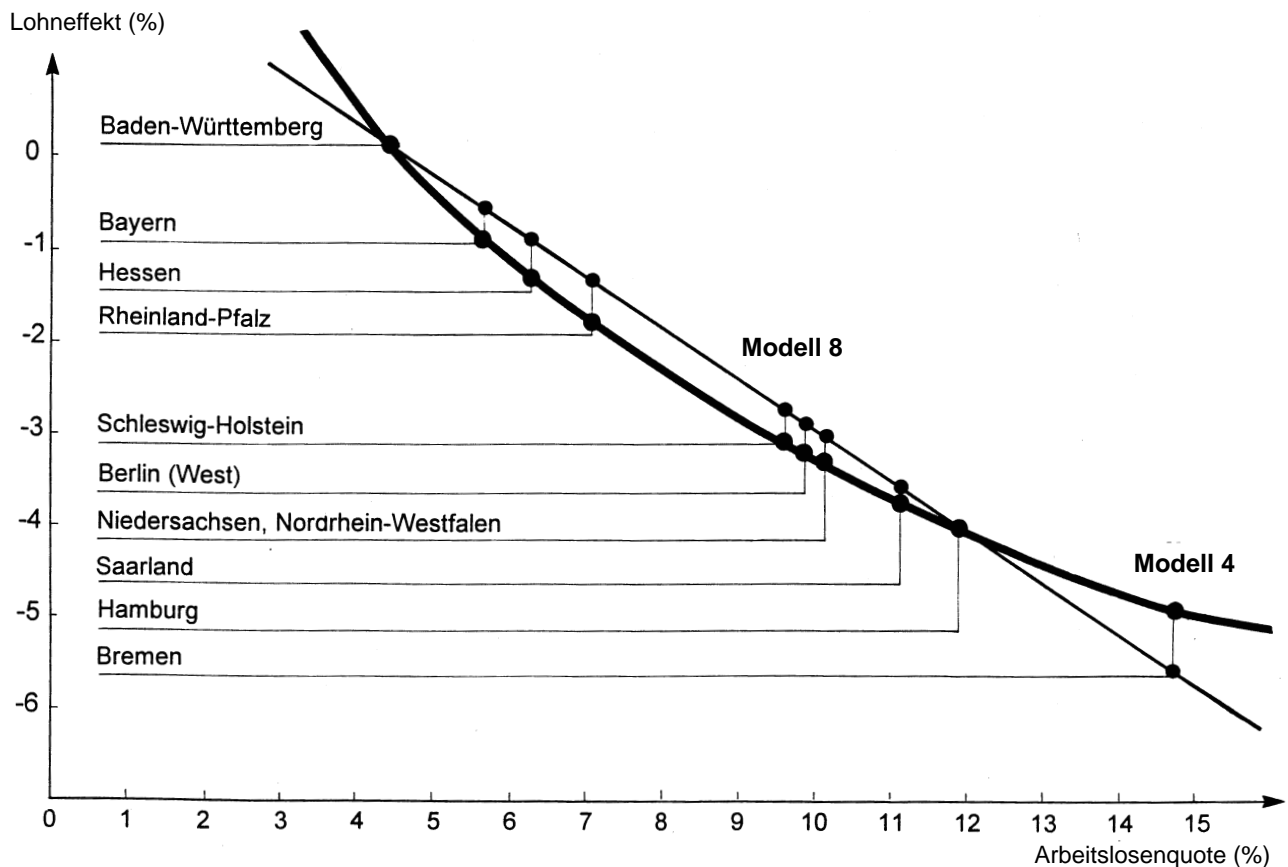
Oft wurde sogar eine positive Korrelation zwischen Löhnen und Arbeitslosigkeit vermutet, ein Zusammenhang der Art, wie er prominent von Harris und Todaro (1970) postuliert wurde. In derartigen theoretischen Modellen, die in der akademischen Ökonomie sehr verbreitet sind, wird angenommen, daß Löhne nach unten inflexibel sind und daß Arbeitskräfte tendenziell in Regionen mit hohem Lohnniveau einwandern und darum dort die Arbeitslosigkeit erhöhen.

Dies mag in Einzelfällen richtig sein, in der allgemeinen Analyse finden sich jedoch keine Anzeichen für einen zur Lohnkurve inversen Verlauf. Im Zuge der hier vorgestellten ökonomischen Arbeiten wurden viele weitere Modellspezifikationen getestet. Nie hatte die Arbeitslosenquote einen positiven Koeffizienten.

Auch für die Bundesrepublik zeigt sich also, daß Arbeitslosigkeit und regionales Lohnniveau im Querschnitt negativ miteinander verknüpft sind. Das überraschende Ergebnis ist somit, daß die von Siebert nachdrücklich geforderte Lohn-differenzierung mit Bezug auf die regionale Arbeitslosigkeit zumindest in Teilen bereits vorhanden ist. Wenigstens ist sie für 1989 mit Daten der Beschäftigtenstatistik deutlich feststellbar.

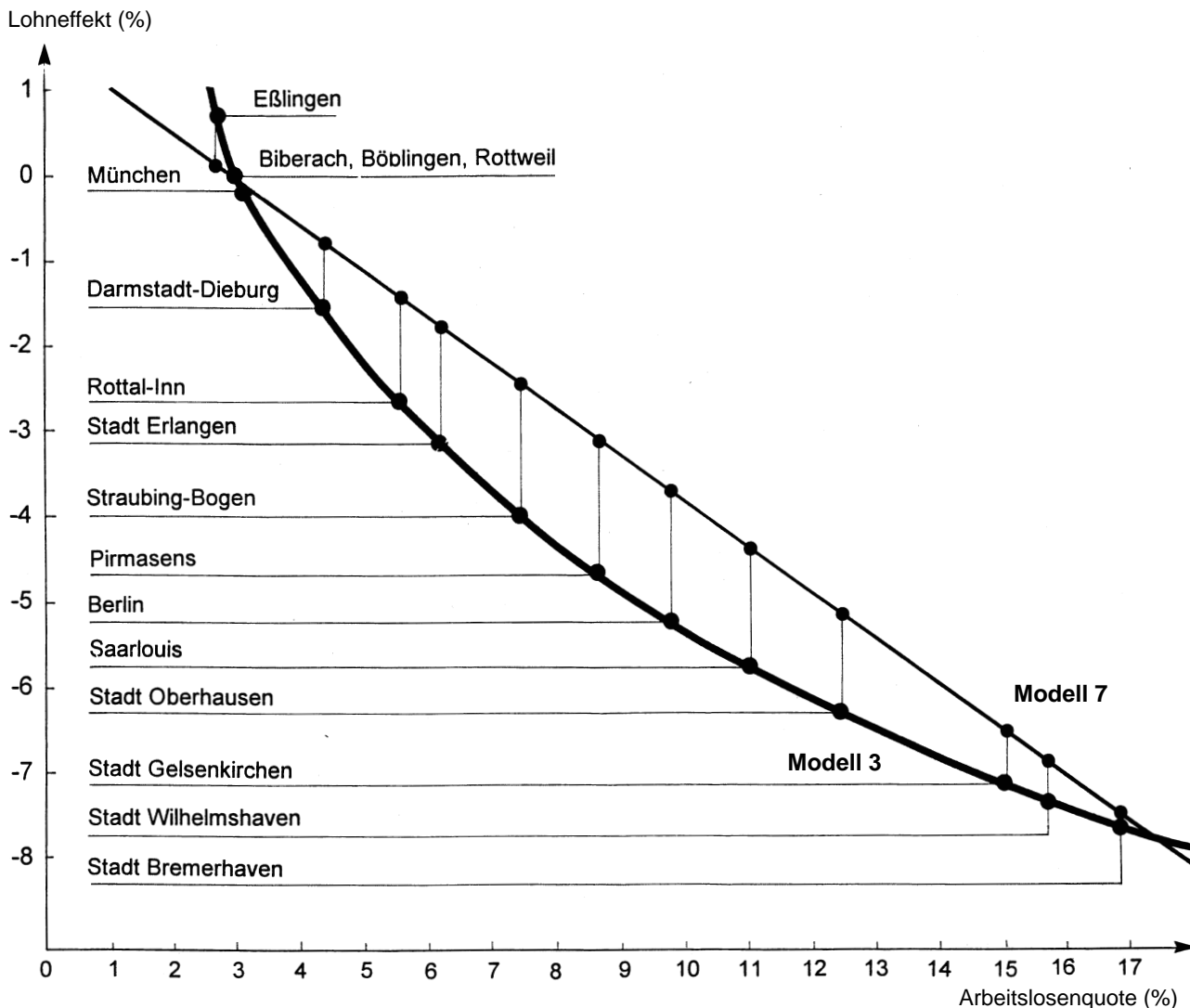
Es lohnt sich, zu Sieberts Darstellung regionaler Arbeitslosigkeit kurz auf der Grundlage des vorgelegten Materials Stellung zu beziehen. Sein Ausgangspunkt ist die Beobachtung, daß „in Bundesländern mit großer Arbeitslosigkeit hohe Löhne gezahlt werden,... so ... in Hamburg, Niedersachsen, Bremen, Berlin-West, Nordrhein-Westfalen und im Saarland“ (Siebert 1994: 132). Wirft man einen Blick auf Tabelle 5, so findet man eine entsprechende Lohnstruktur für die genann-

Abbildung 2: Lohnkurven der Länder



Prognostizierter Lohneffekt der Arbeitslosigkeit auf der Basis des logarithmischen Modells 4 und des linearen Modells 8 (jeweils Tabelle 4)

Abbildung 3: Lohnkurven für Kreise



Prognostizierter Lohneffekt der Arbeitslosigkeit auf der Basis des logarithmischen Modells 3 und des linearen Modells 7 (jeweils Tabelle 4)

ten Länder in den Spalten 2 und 3, lediglich für Niedersachsen sind deutlich unterdurchschnittliche Tageslöhne ausgewiesen.

Man hat jedoch bereits gesehen, daß dieses Ergebnis nur zustandekommt, weil Siebert keine zusätzlichen Variablen berücksichtigt, die die Heterogenität der Bundesländer kontrollieren. Berücksichtigt man alle Variablen, die in die Mehrebenenanalyse einbezogen werden, reduzieren sich die Un-

terschiede enorm (Spalte 4). Für das Saarland ist der regionale Erwartungswert sogar unterdurchschnittlich. Die Größensordnung des Lohneffekts der Arbeitslosigkeit übertrifft i.d.R. (Spalten 5 und 6) die residualen Abweichungen der Länder vom Bundesdurchschnitt. Die von Siebert festgestellte überdurchschnittliche Entlohnung in den genannten Ländern ist ganz überwiegend auf die dortige Struktur der Arbeitsplätze zurückzuführen. Weil Siebert die relevanten Merkmale wie Branchen- oder Berufsstruktur nicht kontrolliert, werden die tatsächlich feststellbaren Unterschiede verdeckt.

Allerdings macht schon ein einfaches Modell ohne jede kontrollierenden Variablen deutlich, daß Arbeitslosigkeit und Entlohnung auch auf der Aggregatebene negativ und nicht positiv miteinander verknüpft sind (vgl. Modell 13 in Tabelle 4). Somit kann die vorgetragene Argumentation – soweit sie sich auf Querschnitte bezieht⁷ – nicht auf die Daten der Beschäftigtenstatistik gestützt werden.

Es soll hier jedoch noch einmal betont werden, daß Sieberts zusätzlicher empirischer Bezug ein Zeitvergleich von Makrodaten auf Länderebene ist. Dieser Vergleich ist von den hier vorgetragenen Ergebnissen nicht berührt. Eine Längs-

⁷ Der berechnete Wert ist nicht exakt identisch mit einer Korrelation für Makrodaten. Eine einfache Korrelation zwischen den Spalten 1 (Arbeitslosigkeit) und 2 (Lohn/Quartalsstatistik) sowie zwischen den Spalten 1 und 3 (Lohn/„leeres“ Mehrebenenmodell) jeweils in Tabelle 5 ergibt die Werte von 0.066 und -0.004. Die Abweichung entsteht durch die Überkreuzung der Ebenen: Die Stadtstaaten Berlin und Hamburg (in bestimmtem Grade auch Bremen) sind sowohl Teil der Ebene „Kreise“ wie auch jener der „Länder“. Für sie wird aus diesem Grund das Einkommen mit dem Mehrebenenmodell in Tabelle 5, Spalte 3 zu niedrig geschätzt. Hier gibt es einen zusätzlichen Schätzwert auf der Kreisebene. Schließt man die drei Stadtstaaten aus einer Rechnung aus, ergeben sich folgende Makrokorrelationen zwischen Spalte 1 und Spalte 2: -0.061 sowie zwischen Spalte 1 und Spalte 3: -0.071. Man sieht also, daß die kleine positive Korrelation zwischen den Lohndaten der Quartalsstatistik und der Arbeitslosigkeit allein durch die höheren Löhne in den Stadtstaaten zustandekommt, die aber wiederum mit deren hohem Urbanisierungsgrad zu tun haben. Eine weitere Diskussion dieser Probleme erübrigt sich, da keiner dieser sehr kleinen Korrelationswerte signifikant ist.

schnittanalyse kann hier (noch) nicht vorgelegt werden. Sie müßte mit einer erweiterten Datenbasis unternommen werden.

Eine weitere wichtige Einschränkung ist, daß auf der Grundlage der hier vorliegenden Mehrebenenanalyse keine unmittelbare Aussage über mögliche Rückwirkungen der relativ niedrigen Löhne in Gebieten mit hoher Arbeitslosigkeit auf die Beschäftigung gemacht werden kann. Dazu müßte der Zusammenhang von Löhnen zu Investitionen, von Investitionen zur Produktion, von der Produktion zur Beschäftigung detailliert untersucht werden. Es kann also nicht abgeschätzt werden, ob die festgestellte Lohndifferenzierung überhaupt Auswirkungen auf die Beschäftigung hat, geschweige denn, ob sie 'ausreichend' ist. Die in dieser Hinsicht zu ziehenden wirtschaftspolitischen Folgerungen sind also noch offen.⁸

Gemäß der hier vorgelegten Analyse verläuft die Lohnkurve flacher als es von Blanchflower und Oswald (1994b) für die Bundesrepublik Deutschland (West) behauptet wurde. Der mit ALLBUS-Daten von ihnen festgestellte starke Effekt kann nur in der Richtung, nicht in seiner Größe bestätigt werden.

Es muß jedoch vermutet werden, daß in der Schätzung der Autoren grundsätzliche Probleme enthalten sind: Auch die in ihrem Modell festgestellten enormen Unterschiede zwischen den einzelnen Bundesländern verursachen Erstaunen: so soll z. B. zwischen Baden-Württemberg und Nordrhein-Westfalen eine bereinigte Lohndifferenz von nicht weniger als 17,7% bestehen (delogarithmiert nach Blanchflower/Oswald 1994b: 425). In der hier vorgestellten Mehrebenenanalyse ist der bereinigte Unterschied 0,18 % (Tabelle 5, Spalte 4). Wagner (1991: 76, Modell III für 1979 und 1985) findet einen Unterschied von 3,6% in einer parallelen Rechnung in einem fixed-effects-Modell mit Daten der BiBB/IAB-Erhebung.

Der Koeffizient für die Arbeitslosigkeit ist in der hier dargelegten Mehrebenenanalyse auch kleiner als er von Blanchflower und Oswald für andere Länder, also z. B. für die USA oder für Großbritannien, festgestellt wurde. Das von den Autoren (1995) in ihren international vergleichenden Studien aufgefundene „statistische Gesetz der Ökonomie“, nach dem die Elastizität des Lohns im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit -0,1 beträgt, gilt für die Bundesrepublik (West) des Jahres 1989 nur mit Modifikation: der Absolutwert des Koeffizienten ist nur etwa halb so groß. Es liegt nahe, zur Erklärung dieser Abweichung auf das in der Bundesrepublik verbreitete System der zentralisierten Lohnverhandlungen zu rekurrieren. Dieses System läßt für regionale Lohndifferenzierung weniger Spielraum als er in Ländern mit Betriebsgewerkschaften und dezentralisierter Verhandlungsführung vorhanden ist.

Auch wenn die Lohnvariation kleiner ausfällt als in anderen Ländern, ist sie mit den hier verwendeten leistungsfähigen Methoden und differenzierten Daten gut feststellbar. Die hochsignifikanten Ergebnisse sind mit anderen Worten ein indirektes Indiz dafür, daß Effizienzlöhne der Art gezahlt werden, wie dies von den in der Arbeitsmarkttheorie viel diskutierten Ansätzen gleichen Namens erwartet wird. Dies ist ein Punkt, der über die Untersuchung regionaler Löhne hinaus von Bedeutung für allgemeine makroökonomische Prozesse ist. Allerdings kann auch das Verhandlungsmodell nicht als für die Erklärung relevant ausgeschlossen werden.

⁸ Bellmann (1995) untersucht Rückwirkungen vom Lohnniveau auf die Arbeitslosigkeit im internationalen Vergleich und kommt zu durchaus überraschenden Ergebnissen.

Da die Tariflöhne regional wenig differenziert sind, kommt die festgestellte Lohnvariation vor allem über Veränderungen der Lohndrift zustande. Diese hat im wesentlichen zwei Komponenten: Zum einen die Einstufung von Beschäftigten mit den gleichen Aufgaben in unterschiedliche Lohn- und Gehaltsgruppen. Zum anderen die Bezahlung von übertariflichen Zuschlägen. Beide Komponenten zusammen erlauben eine durchaus beachtliche Lohnvariation, die sich nicht nur als korrelativ zur Arbeitslosigkeit, sondern auch mit den unterschiedlichen Urbanisierungsgraden herstellt.

Noch eine Bemerkung zu den in der Literatur gefundenen unterschiedlichen Ergebnissen zur Lohnkurve in der Bundesrepublik Deutschland, wo diese einmal bestätigt und dann wieder verworfen wurde: Nach den Modellen 10 bis 12 (Tabelle 4) und den Erfahrungen mit unterschiedlichen Abgrenzungen regionaler Arbeitsmärkte erscheint es als schwierig, die Lohnkurve aufzuspüren. Kontrolliert man nicht alle relevanten Variablen, schlagen die auf der Individualebene beheimateten Effekte durch und der gesuchte Zusammenhang ist gestört. Dies zeigen die Modelle 10 und 11, in denen nur noch ein schwacher und nicht mehr signifikanter Effekt der Arbeitslosigkeit feststellbar ist. Die auf der individuellen Ebene stattfindende Varianz ist viel größer als jene auf der regionalen Ebene. Entsprechend schwierig ist es, den Regionaleffekt zu lokalisieren. Das umgekehrte Ergebnis zeigt sich, wenn lediglich Aggregatvariable (Modell 12) kontrolliert werden: Hier wird die Stärke des Effekts der Arbeitslosigkeit überschätzt.

Diese unterschiedlichen Ergebnisse sind parallel zu den Resultaten anderer Forscher. Sie sind ein Hinweis darauf, daß man sehr detaillierte Daten braucht, um die Lohnkurve aufzuspüren und daß es auf die exakte Spezifikation der Modelle ankommt. Auch die Regionsabgrenzung spielt eine starke Rolle. Über die Entwicklung regionaler Arbeitsmärkte ist noch zu wenig bekannt, als daß man sich ohne Schwierigkeiten für eine spezifische Definition entscheiden könnte. Allerdings ist auch nicht auszuschließen - wenn auch sehr unwahrscheinlich - daß für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung im Jahre 1989 lediglich ein besonderer Effekt wirksam war, der die Existenz einer Lohnkurve suggeriert.

Die mit den Mehrebenenmodellen erzielten Ergebnisse weisen neben Unterschieden auch Gemeinsamkeiten mit bereits veröffentlichten Resultaten auf. Insbesondere der von Jakob (1990: 52) für 1982 mit Daten der Beschäftigtenstatistik gefundene lineare Effekt von -0,0053 entspricht nahezu dem hier festgestellten. Auch die von Gerlach und Wagner (1993) mit Daten des SOEP ermittelten Elastizitäten von -0,049 (Modell ohne regionsspezifische Effekte) und -0,060 (mit regionsspezifischen Effekten) passen gut ins Bild. Wenn der letztere Wert nicht signifikant war, so lag es vielleicht daran, daß die regionsspezifischen fixed effects mit der Arbeitslosigkeit korrelierten. Dies ist ein Problem, das sich im Mehrebenenmodell nicht in dieser Form stellt.

10 Eine Perspektive für die weitere Forschung

Die Aussagekraft der hier vorgelegten Analyse wird beschränkt durch die Verwendung von Daten zu lediglich einem Jahr, zu 1989. Damit ist eine Kausalinterpretation der Ergebnisse zwar möglich, aber nicht zwingend. So kann festgestellt werden, daß die vorgelegten Resultate gut zu einer kausalen Interpretation der hinter der Lohnkurve stehenden Theorie passen. Diese Theorie sieht zwei Alternativen vor: den Verhandlungs- und den Effizienzlohnansatz. Bisher werden die Ergebnisse jedoch 'vorsichtig' interpretiert. Nicht von den

„Wirkungen“ der Arbeitslosigkeit ist die Rede und es sei betont, daß die in der Modellanalyse gefundenen „Effekte“ hier lediglich in einem statistischen Sinne interpretiert werden.

Diese Beschränkung soll künftig durch die Verwendung von Längsschnittdaten aufgehoben werden. Veränderungen der Arbeitslosigkeit können dann in ihrer Wirkung auf das regionale Lohnniveau beobachtet werden. Die Dynamik der Arbeitsmärkte wird erfaßbar und die Frage nach der zeitlichen Stabilität der Lohnkurve und der Existenz von regionalen Phillipskurven beantwortbar. Allerdings ist sehr unwahrscheinlich, daß die Ergebnisse zur Lohnkurve mit Längsschnittdaten substantiell anders ausfallen werden als hier dargelegt. Regionen sind wie „Tanker“ (Bade 1994: 151), die ihren Weg im Zeitablauf nur langsam ändern können.

Andere Beschränkungen zur Aussagefähigkeit der vorgelegten Ergebnisse beruhen auf der Knappheit von kleinräumlich aussagefähigen Regionalindikatoren. Neben der Arbeitslosigkeit sollten weitere Variable zur Arbeitsmarktsituation und regionalen Wirtschaftsentwicklung einbezogen werden. Für das Preisniveau sollten Indikatoren aufgenommen werden, um von der Betrachtung nominaler zu realen Größen übergehen zu können. All dies sind Datenprobleme, die zumindest partiell mit dem weiteren Ausbau der REGARIS-Datenbank gelöst werden.

Die hier vorgelegte Arbeit ist somit ein Anfangs-, nicht ein Endpunkt eines neuen Basisprojekts der Regionalforschung im IAB. Sie ist ein Schritt in eine Richtung, die sich als zukunftssträftig erweist, weil sie für viele praktische Fragen der Arbeitsmarktpolitik eine von Struktureffekten bereinigte Informationsbasis anzubieten verspricht. Als nächste Schritte im Rahmen des hier erstmalig vorgestellten Projektschwerpunkts zu regionalen Lohnstrukturen werden darum Längsschnittanalysen unternommen werden.

Der eingeschlagene Weg, makroökonomische Zusammenhänge mit Regional- und Individualdaten zu erforschen, erscheint aussichtsreich. So kann vermieden werden, daß Veränderungen auf der Individualebene die Erfassung makroökonomischer Zusammenhänge verstellen. Für solche zukünftige Analysen erweisen sich die hier angewendeten Mehrebenenmodelle als adäquat. Mit diesem Modelltyp hat die Ökonometrie ein sehr mächtiges Hilfsmittel zur Hand, das die Synthese der Handlungsperspektive individueller Wirtschaftssubjekte mit gesamt- oder regionalökonomischen Rahmenbedingungen möglich macht.

Mit dem gewählten Ansatz wird die Regionalanalyse relevant für Aussagen zu makroökonomischen Bestimmungsgrößen des Arbeitsmarktes. Da detaillierte Daten bereits zur Verfügung stehen oder mit REGARIS verfügbar werden, kann auf der Ebene von Regionen eine Vielfalt von Bedingungskonstellationen untersucht werden, die bei makroökonomischen Daten fehlen. Diese größere Varianz erlaubt viel präzisere Aussagen als bisher möglich waren.

Literaturverzeichnis

Alba, Richard; Müller, Walter; Schimpl-Neimanns, Bernhard (1994): Secondary Analysis of Official Microdata. In: Borg & Mohler (1994)

Bade, Franz-Josef (1994): Die Beschäftigungsentwicklung bis zum Jahr 2000 in den Regionen der Bundesrepublik Deutschland. Prognose 1992-2000 und ex post-Kontrolle der Prognose 1987-1992. In: MittAB 2: 137-151

Bellmann, Lutz (1995): Was bringt die Spreizung der Löhne für den Arbeitsmarkt?, erscheint in: MittAB 3

Bellmann, Lutz; Kohaut, Susanne (1995): Betriebliche Determinanten der Lohnhöhe und der übertariflichen Bezahlung: Eine empirische Analyse auf der Basis des IAB-Betriebspanels. In: MittAB 1: 62-75

Bellmann, Lutz; Möller, Joachim (1993): Institutional Influences on Interindustry Wage Differentials, paper prepared for the 2nd workshop „Institutional Frameworks and Labor Market Performance“, November 1993 in Nürnberg

Bellmann, Lutz; Steiner, Viktor (1995) (Hrsg.): Mikroökonomische Analyse des Arbeitsmarktes, Veröffentlichung in der Reihe Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung in Vorbereitung, Nürnberg: Bundesanstalt für Arbeit

Bender, Stefan; Hilzendege, Jürgen (1995): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe als scientific use file. In: MittAB 1: 76-95

Bertram, Hans (1992): Soziale, regionale und geschlechtsspezifische Ungleichheiten. In: ders. (Hrsg.): Die Familie in den neuen Bundesländern. Stabilität und Wandel in der gesellschaftlichen Umbruchsituation. DJI-Familiensurvey 2, Opladen: Leske und Budrich

Bispinck, Reinhard; WSI-Tarifarchiv (1995): Tarifliche Lohnstrukturanalyse, Düsseldorf

Blanchflower, David G.; Oswald, Andrew J. (1990): The Wage Curve. In: Scandinavian Journal of Economics 92/2: 215-235

Blanchflower, David G.; Oswald, Andrew J. (1992): International wage curves, NBER Working Paper No. 4200

Blanchflower, David G.; Oswald, Andrew J. (1994a): Estimating a wage curve for Britain 1973-90. In: The Economic Journal 104/426: 1025-1043

Blanchflower, David G.; Oswald, Andrew J. (1994b): The Wage Curve, Cambridge (Mass.), London: MIT Press

Blanchflower, David G.; Oswald, Andrew J. (1995): An Introduction to the Wage Curve. In: The Journal of Economic Perspectives (forthcoming)

Blien, Uwe (1986): Unternehmensverhalten und Arbeitsmarktstruktur. Eine Systematik und Kritik wichtiger Beiträge zur Arbeitsmarkttheorie (Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Band 103), Nürnberg: Bundesanstalt für Arbeit

Blien, Uwe (1994): The Impact of Unemployment on Wage Formation. Estimating Wage Curves for Western Germany with Multilevel Linear Models, paper presented at the SAMF Conference in Berlin (December), forthcoming in: Gerlach, Schettkat (1995)

Blien, Uwe (1995): Lohneffekte von Arbeitslosigkeit, erscheint in: Flemmig, Jörg (Hrsg.): Moderne Makroökonomik: Eine kritische Bestandsaufnahme, Marburg: Metropolis

Blien, Uwe; Wiedenbeck, Michael; Arminger, Gerhard (1994): Reconciling Macro and Micro Perspectives by Multilevel Models: An Application to Regional Wage Differences. In: Borg, Mohler (1994): 266-282

Blossfeld, Hans-Peter (1985): Bildungsexpansion und Berufschancen. Empirische Analysen zur Lage der Berufsanfänger in der Bundesrepublik, Frankfurt a. M., New York: Campus

Borg, Ingwer; Mohler, Peter Ph. (1994) (Hrsg.): Trends and Perspectives in Empirical Social Research, Berlin, New York: De Gruyter

Card, David (1995): The Wage Curve: A Review. In: Journal of Economic Literature 33/2: 758-799

Carlin, Wendy; Soskice, David (1990): Macroeconomics and the Wage Bargain. A Modern Approach to Employment, Inflation and the Exchange Rate, Oxford: Oxford University Press

Cramer, Ulrich (1986): Zur Stabilität von Beschäftigung. Erste Ergebnisse der IAB-Stichprobe aus der Beschäftigtenstatistik. In: MittAB 2: 243ff.

- Dietz, Frido (1988): Strukturwandel auf dem Arbeitsmarkt. In: MittAB 1
- Eckey, H.-F. (1988): Abgrenzung regionaler Arbeitsmärkte. In: Raumforschung und Raumordnung 1-2
- Esser, Hartmut (1988): Sozialökologische Stadtforschung und Mehr-Ebenen-Analyse. In: Friedrichs, Jürgen (Hrsg.): Soziologische Stadtforschung (Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie Sonderheft 29), Opladen: Westdeutscher Verlag
- Franz, Wolfgang (1992): Arbeitslosigkeit: Ein makrotheoretischer Analyserahmen. In: ders. (Mitarbeiter: Bellmann, L.; Schnur, P.; Spitznagel, E.) (Hrsg.): Mikro- und makroökonomische Aspekte der Arbeitslosigkeit (Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 165), Nürnberg: Bundesanstalt für Arbeit
- Gerlach, Knut; Schettkat, Ronald (1995) (Hrsg.): Determinanten der Lohnbildung. Theoretische und empirische Untersuchungen (im Erscheinen), Berlin: Edition Sigma
- Gerlach, Knut; Wagner, Joachim (1993): Regionale Lohnunterschiede und Arbeitslosigkeit in Deutschland. Ein Beitrag zur Lohnkurven-Diskussion. In: Papier für die SAMF-Konferenz in Berlin (Dezember), erscheint in überarbeiteter Form in: Gerlach, Schettkat (1995)
- Goldstein, Harvey (1995): Multilevel Statistical Models (Second Edition), London: Edward Arnold
- Görmar, Wilfried; Irmen, Eleonore (1991): Nichtadministrative Gebietsgliederungen und -kategorien für die Regionalstatistik. In: Raumforschung und Raumordnung 6
- Harris, John R.; Todaro, Michael P. (1970): Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis. In: The American Economic Review, Vol. 60: 126-142
- Hirschenauer, Franziska (1994): Indikatoren zur Neuabgrenzung des regionalpolitischen Fördergebiets 1993. In: MittAB 2: 108-129
- Hsiao, Ch. (1986): Analysis of Panel Data, Cambridge
- Jakoby, Herbert (1990): Regionale Lohnstrukturen. Eine theoretische und empirische Analyse regionaler Lohnunterschiede, Frankfurt a. M., New York: Campus
- Koller, Martin (1987): Regionale Lohnstrukturen. In: MittAB 1
- Koller, Martin et al. (1994): REGARIS. Regionales Arbeitsmarktinformationssystem des IAB (interne Projektbeschreibung des IAB), Nürnberg
- Kreft, Ita G. G. (1991): Using Hierarchically Linear Models to Analyze Multilevel Data. In: ZUMA Nachrichten 29: 41-56
- Krugman, Paul (1991): Geography and Trade, Cambridge (Mass.) etc.: MIT Press
- Layard, Richard; Nickell, Stephen; Jackman, Richard (1991): Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market, Oxford: Oxford University Press
- Layard, Richard; Nickell, Stephen; Jackman, Richard (1994): The Unemployment Crisis: Oxford University Press
- Longford, Nicholas T. (1988): VARCL Manual. Software for variance component analysis of data with hierarchically nested random effects (maximum likelihood) (unpublished paper of the Educational Testing Service), Princeton N. J.
- Longford, Nicholas T. (1993): Random Coefficient Models, Oxford: Clarendon
- Meyer, Wolfgang (1994): Übertarifliche Entlohnung, Beitrag SAMF-Konferenz in Nürnberg (April), erscheint in Gerlach, Schettkat (1995)
- Mincer, Jacob (1974): Schooling, Experience and Earnings, New York, London
- Moulton, Brent R. (1990): An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units. In: Review of Economic Studies
- Oswald, Andrew J. (1994): Four Pieces of the Unemployment Puzzle, paper presented at the EALE Conference in Warsaw
- Rendtel, Ulrich; Schwarze, Johannes (1995): Zum Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit: Neue Befunde auf Basis semi-parametrischer Schätzungen und eines verallgemeinerten Varianz-Komponenten-Modells. In: Steiner, Bellmann (1995)
- Rudolph, Helmut (1986): Die Fluktuation in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung. Erste Ergebnisse aus der Beschäftigtenstichprobe des IAB. In: MittAB 2: 257ff.
- Schlicht, Ekkehart (1978): Labor Turnover, Wage Structure, and Natural Unemployment. In: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft 134/2: 337-346
- Schwarze, Johannes (1995): Der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Lohnhöhe. Eine Analyse mit Paneldaten für Raumordnungsregionen (unveröffentlichtes Diskussionspapier des DIW), Berlin
- Shapiro, Carl; Stiglitz, Joseph E. (1984): Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. In: American Economic Review 73/3: 433-444
- Siebert, Horst (1994): Geht den Deutschen die Arbeit aus? Neue Wege zu mehr Beschäftigung, München: Bertelsmann
- Steiner, Viktor; Bellmann, Lutz (1995) (Hrsg.): Mikroökonomie des Arbeitsmarktes (Arbeitsstiel), Veröffentlichung in der Reihe Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung in Vorbereitung
- Velling, J. (1995): Die Arbeitserlaubnis als Instrument der Arbeitsmarktpolitik zur Steuerung internationaler Zuwanderung auf dem Arbeitsmarkt. In: Steiner, Bellmann (1995)
- Vogt, Winfried (1995): Makroökonomische Auswirkungen von beschränkter Marktmacht auf dem Güter- und Arbeitsmarkt (unveröffentlichtes Diskussionspapier der Universität Regensburg)
- Wagner, Joachim (1991): Sektorlohndifferenziale in der Bundesrepublik Deutschland. Empirische Befunde und ökonometrische Analysen zu theoretischen Erklärungen. In: Jahrbuch für Sozialwissenschaft 42: 70-102
- Wagner, Joachim (1994): German wage curves, 1979-1990. In: Economics Letters 44: 307-311
- Wagner, Joachim (1994): Arbeitslosigkeit und regionale Lohndifferenziale: Lohnkurven für Niedersachsen; 1979-1990, Universität Lüneburg, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Arbeitsbericht Nr. 137