

2. Seminarbeiträge, die nicht oder anderweitig veröffentlicht wurden:

Ulrich Blum (Dresden)

Die Entwicklung der Wirtschaft der DDR aus der Sicht der Wachstumstheorie - eine ökonomische Untersuchung

Johannes Bröcker (Dresden)

Regionalpolitische Implikationen der neuen Wachstumstheorie

Hansjörg Bucher (Bonn)

Raumordnungsprognose 2010, Teilbereich Demographie: Das Bevölkerungs- und Haushaltsprognosemodell der BfLR

Thiemo Eser (Trier)

Die institutionelle Struktur der Regionalpolitik in England: Partnerschaft und Wettbewerb - das neue Dogma

Raimund Herz (Karlsruhe)

Erneuerungsbedarfsprognosen für städtische Wasserversorgungsnetze

Martin Hallet (Trier)

Wirkungen wirtschaftlicher Integration auf periphere Regionen: Die Integration Portugals und Griechenlands in die EG

Martin Junkernheinrich (Halle)

Regionalisierung der Regionalpolitik - ein wirtschaftspolitisches Konzept für Ostdeutschland?

Birgit Messerig-Funk (Trier)

Unterstützung der Transformationsökonomie osteuropäischer Staaten im Rahmen der Europaverträge - am Beispiel Weiterbildung für landwirtschaftliche Betriebsleiter aus Rumänien in Trier

Karl-Ludwig Starck (Nürnberg)

Gibraltar - ein neues Zentrum des internationalen Finanzmarktes

Regionale Lohnstrukturen unter dem Einfluß von Arbeitslosigkeit

Eine Untersuchung für Arbeitsmarktregionen

Uwe Blien, Nürnberg¹

Kurzfassung

Die Lohnkurve nach Blanchflower und Oswald ist eine nichtlineare inverse Beziehung zwischen der regionalen Arbeitslosenquote und dem regionalen Lohnniveau. Ihre theoretische Fundierung erfolgt über Verhandlungs- und Effizienzlohnmodelle. Zum Test der Lohnkurve werden Daten für Kreise und Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik Deutschland (West) herangezogen. Als ökonomische Methode wird ein Verfahren der Mehrebenenanalyse verwendet. Mehrebenenmodelle sind zur empirischen Mikrofundierung makro- und regionalökonomischer Zusammenhänge besonders gut geeignet. Auf der Ebene von Arbeitsmarktregionen kann tatsächlich eine Lohnkurve festgestellt werden: Je höher die Arbeitslosigkeit ausfällt, desto niedriger ist das durchschnittliche Lohnniveau. Die Linearität dieser festgestellten Beziehung widerspricht den Ergebnissen für andere Regionaleinheiten. Dies ist ein Hinweis für die Bedeutung der Auswahl einer adäquaten Regionsgliederung.

Gliederung

1. Zur Theorie der Lohnkurve
2. Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland (West) und Folgerungen für eine eigene Analyse
3. Daten
4. Modellspezifikation
5. Ergebnisse und Schlußfolgerungen

¹ Der Autor dankt N. Longford (Educational Testing Service, Princeton) und M. Wiedenbeck (ZUMA, Mannheim) für vielfältige Unterstützung, nicht nur bei der Durchführung von Mehrebenenanalysen, E. Maierhofer für die Berechnung von Arbeitslosenquoten und W. Schiebel (beide IAB) für die Implementation des VARCL Programms auf der verwendeten BS2000-Anlage. Die Verantwortung für die durchgeführte Analyse verbleibt allein beim Autor.

1. ZUR THEORIE UND EMPIRIE DER LOHNNKURVE

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) stellten in 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.

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.

In den Analysen zur Lohnkurve wird der veränderte Stellenwert deutlich, der Regionaluntersuchungen im Rahmen der Ökonomie zukommt. Die betreffenden Arbeiten über regionale Arbeitsmärkte sind keine Untersuchungen zu Spezialfragestellungen eines definierten Teilgebiets dieser Wissenschaft. Es geht vielmehr um ein Kernproblem der Ökonomie, eben um die Beziehung von Arbeitslosigkeit und Entlohnung, das in der Anwendung auf regionale Teilökonomien untersucht wird. Zur Gewinnung zusätzlicher Varianz, die eine Analyse überhaupt erst ermöglicht, wird nicht mit makroökonomischen, sondern mit Regionaldaten gearbeitet. Dies verkörpert einen generellen Trend in der Volkswirtschaftslehre.

Zur theoretischen Begründung der Lohnkurve ziehen Blanchflower und Oswald Effizienzlohn- und Verhandlungsansätze heran. Die 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 sinkt die Durchsetzungsfähigkeit der Gewerkschaften: Sie werden unter diesen Umständen nur niedrigere Löhne fordern (können).

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

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 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 bei geringer Nachfrage nur einen vergleichsweise niedrigen Preis verlangen kann. 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.

Zur Begründung dieser Lohnvariation kann auch mit Effizienzlöhnen argumentiert werden. Effizienzlohnmodelle gehören seit den achtziger Jahren 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 Betriebstreue 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,

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

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 wohlbekannt, auf ihre nähere Darstellung wird darum 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 (vgl. Blanchflower/ Oswald 1994b, Kapitel 3.2, die Ableitung ist leicht modifiziert in Blien 1995a nachvollzogen).

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):

$$w_j = f(u_j, X_j), \quad \text{wobei: } \partial w / \partial u < 0 \text{ und: } \partial^2 w / \partial u^2 > 0 \quad (1)$$

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 Regressionschätzungen 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 (zum Überblick über die erste Generation der Effizienzlohnansätze vgl. Blien 1986). 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.

2. 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 (entsprechend Angaben von Eurostat) in die Analyse einbezogen. Gemäß einer Regressionschätzung führt die Arbeitslosigkeit zu erheblichen Unterschieden in der Entlohnung. Die Elastizität beträgt in einer typischen Modellspezifikation -0,26. Ihr Absolutbetrag wird also sogar für erheblich größer geschätzt als in den USA und in Großbritannien! Könnte dieses Ergebnis bestätigt werden, so wäre dies eine außerordentliche Überraschung.

Gerlach und Wagner (1995, vgl. Wagner 1994a) untersuchten das Lohn-/Arbeitslosigkeitsverhältnis in einer weiteren Studie für die Regionen Westdeutschlands. Die numerischen Werte der von ihnen erhaltenen Koeffizienten entsprachen z. T. jenen anderer Länder, waren jedoch instabil und oft nicht signifikant. Die von Gerlach und Wagner zugrundegelegten Regionen waren Bundesländer, die relativ inhomogene Arbeitsmärkte darstellen. Eine weitere Untersuchung für Raumordnungsregionen bezog sich nur auf Niedersachsen (Wagner 1994b).

Zur Schließung der noch offenen Fragen wurden neue Untersuchungen für Westdeutschland begonnen (vgl. Blien 1995a,b,c). Für die ökonomische Analyse wurde kein übliches OLS-Regressionsmodell, sondern ein Mehrebenenmodell mit zufälligen Koeffizienten verwendet. Im folgenden wird noch kurz auf diesen Ansatz einzugehen sein. Auch die Datenbasis (Beschäftigtenstatistik und Arbeitslosenstatistik des Jahres 1989) und der Schätzansatz werden weiter unten noch etwas genauer behandelt.

Inhaltlich ergab sich erneut eine Bestätigung der Lohnkurvenhypothese. Für die 328 Stadt- und Landkreise Westdeutschlands (einschließlich Westberlin) wurde eine Elastizität des Lohnes im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit von -0.049 ermittelt. Der Zusammenhang ist hochsignifikant. Dies bedeutet anschaulich, daß zwischen Kreisen mit hohen und Kreisen mit niedrigen Arbeitslosenquoten ein bereinigter Einkommensabstand von ca. 7 % beträgt. Dieser Unterschied ist von der gleichen Größenordnung wie jener zwischen einer Millionenstadt und ländlich geprägten Kreisen. Auch er wurde in der gleichen Analyse mit etwa 7 % ermittelt. Auf der Grundlage anderer Regionaleinheiten fielen die Ergebnisse ganz ähnlich aus: Für die Arbeitslosigkeit nach Ländern ergab sich eine Elastizität von -0.0464 , nach Regierungsbezirken von $-0,0393$.

Allerdings decken die bisher vorgelegten Untersuchungen noch nicht alle Aspekte des Problems ab. Insbesondere im Hinblick auf seine räumliche und zeitliche Dimension bleiben offene Fragen. Es empfiehlt sich, das Lohnkurvenproblem auch im Längsschnitt zu untersuchen, um Aufschluß über die Stabilität von Lohnkurven zu erhalten.

Hier soll nun eine Untersuchung für eine andere Regionalgliederung durchgeführt werden. 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). Das Thema wurde bisher in den Untersuchungen zur Lohnkurve kaum reflektiert.

Kriterien für die Abgrenzung sind im vorliegenden Zusammenhang die relative Homogenität der Angebots- und Nachfragebedingungen am Arbeitsmarkt und die relative Abgeschlossenheit im Hinblick auf Pendelverflechtungen. Eine freie Definition der Gebietseinheiten ist normalerweise nicht möglich, da die verfügbaren Daten sich i. d. R. auf administrative Gebietseinheiten beziehen.

Für die hier vorzunehmende Untersuchung wurden Arbeitsmarktregionen ausgewählt. Diese Raumeinheiten wurden für die Zwecke der Gemeinschaftsaufgabe "Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur" definiert. Ihre Abgrenzung erfolgte auf der Grundlage von Pendler- und Erreichbarkeitsanalysen. Diese funktionalen Raumeinheiten scheinen demnach für Zwecke der Analyse regionaler Arbeitsmärkte besonders gut geeignet zu sein. Sie bieten sich somit für Analysen zur Lohnkurve geradezu an.

3. 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 Mincertyp geschätzt. Zusätzlich werden Aggregatvariablen, insbesondere die Arbeitslosenquote, in diese Funktion hineingesetzt.

Auf diese Weise 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 Arbeitsmarktregionen 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 verwendet, die mit über 50 000 auswertbaren Fällen hinreichend groß ist. Auf eine ausführliche Beschreibung des Datensatzes sei hier verzichtet, dazu sei auf andere Veröffentlichungen verwiesen (Rudolph 1986, Bender, Hilzendege 1994). Es sei lediglich angemerkt, daß in der Beschäftigtenstatistik geringfügig Beschäftigte, Beamte und Selbständige nicht enthalten sind. Personen, deren Einkommen die Beitragsbemessungsgrenze (1989: 6100) übersteigt, sind mit eben diesem Wert für die Abschneidegrenze registriert.

Tabelle 1:
Gliederung der Variablen, die den Typ der Siedlungsstruktur 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: Ländliche Kreise in ländlich geprägten Regionen

Zusätzlich zu den Individualmerkmalen wird als auf Aggregatniveau gemessene Variable die Siedlungsstruktur gemäß einer verbreiteten Typisierung der BfLR (vgl. Görmar, Imen 1991) verwendet (vgl. Tabelle 1). Viele Regionalvariablen (z. B. das Preisniveau), die jedoch leider nicht zur Verfügung stehen, sind nämlich mit der Siedlungsdichte korreliert. Die Typisierung der betreffenden Regionen gemäß BfLR wird um eine weitere Ausprägung ("Millionenstadt") erweitert. Sie erfolgt auf der Ebene von Kreisen, nicht auf der Ebene von Arbeitsmarktregionen. Es zeigt sich nämlich, daß die Einkommensunterschiede zwischen Gebieten mit verschiedenem Urbanisierungsgrad relativ kleinräumlich ausgeprägt sind.

Die Ermittlung von Arbeitslosenquoten erfolgt für Arbeitsmarktregionen. Die Daten wurden aus dem Arbeitsmarktinformationssystem des IAB (REGARIS) übernommen (vgl. Koller et al. 1994). Sie wurden aus den amtlichen Daten der Bundesanstalt für Arbeit ermittelt. Verwendet wurde jeweils die Quote zum Juni des Jahres 1989.

Die verfügbaren Daten beziehen sich auf drei verschiedene Typen von Einheiten: Beschäftigte, Regionen und Kreise. Beschäftigte lassen sich jeweils genau einem Kreis zuordnen, und jeder Kreis gehört zu genau einer Arbeitsmarktregion. Es liegt also ein hierarchisch strukturierter Datensatz vor. Allerdings kommt es häufig vor, daß Arbeitsmarktregionen aus genau einem Kreis bestehen. Dies ist bei nicht weniger als 92 der 167 Arbeitsmarktregionen der Fall. Die restlichen Regionen werden von mehr als einem Kreis (bis zu einem Maximum von 10) gebildet. Die Größe der Arbeitsmarktregionen, hängt, entsprechend ihrer Definition, vom Umfang insbesondere der Pendelverflechtungen ab.

4. MODELLSPEZIFIKATION

Zum Nachweis des Zusammenhangs zwischen regionaler Arbeitslosigkeit und Lohnniveau wird eine Lohnfunktion vom Mincer-Typ (Mincer 1974) geschätzt. Diese Spezifikation (mit dem logarithmierten Individualeinkommen als abhängiger Variable) wurde in zahllosen Varianten immer wieder verwendet, sie ist der wohl verbreitetste Regressionsansatz überhaupt, weit über den Kreis der ökonomischen Wissenschaft hinaus. Ein Modell, mit dem die Lohneffekte von Arbeitslosigkeit ermittelt werden sollen, könnte dann folgende Gestalt haben:

$$\ln \bar{w}_{ijk} = m + \sum_{h=1}^H \beta^1_h x_{hijk} + \sum_{s=1}^S \beta^2_s z_{sjk} + \beta^3 u_k + \bar{\epsilon}_{ijk} \quad (2)$$

In diesem Fall sind x die Variablen, die auf der Individualebene 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^1 , β^2 definieren die zugehörigen Regressionskoeffizienten, β^3 ist der Koeffizient der Arbeits-

losenrate u , ϵ_{ijk} ist ein Fehlerterm (Zufallsvariablen sind durch einen Querstrich gekennzeichnet). Der Index i bezeichnet Arbeitskräfte, j steht für Kreise, k für Arbeitsmarktregionen.

Eine solche Formulierung ist jedoch nicht ohne Tücken. Obwohl die Mincerfunktion derart oft geschätzt wurde, ist ein spezifisches Problem wenig bekannt, das häufig auftritt und im vorliegenden Fall zu beachten ist. Dieses Problem besteht in der Mischung von Variablen verschiedener Aggregationsgrade. Im vorliegenden Fall liegen drei davon vor: Arbeitskräfte, Kreise und Arbeitsmarktregionen.

Eine in den achtziger Jahren unter Ökonometrikern geführte Diskussion (vgl. insbes. Moulton 1990 für eine anschauliche Darstellung und Blien, Wiedenbeck, Arminger 1994 für eine Zusammenfassung) hat nun gezeigt, daß diese Mischung von Variablen verschiedener Aggregation oft zu irreführenden Ergebnissen führt, da eine wichtige Annahme der Regressionsanalyse verletzt sein kann. Vorausgesetzt wird nämlich die Unabhängigkeit der Untersuchungseinheiten. In der Regel sind jedoch Arbeitskräfte der gleichen Region von unbeobachteten Variablen beeinflusst, die auf der Regionalebene wirksam sind. In diesem Fall ist eine OLS-Schätzung 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.

Das Problem kann vermieden werden, wenn für die Ermittlung der Lohnkurvenbeziehung keine OLS-Regression, sondern ein Mehrebenenmodell verwendet wird. Diese Klasse von Modellen basiert auf einer Verallgemeinerung von gängigen Panelmodellen (vgl. Hsiao 1986), die in der Ökonometrie bisher - soweit bekannt - noch nicht für empirische Fragestellungen eingesetzt wurde. Hier sollen die technischen Besonderheiten dieser Mehrebenenmodelle nicht näher diskutiert werden (vgl. dazu Kreft 1991, Goldstein 1987, Longford 1993, für den Transfer auf das vorliegende ökonometrische Problem Blien, Wiedenbeck, Arminger 1994). Es sei lediglich darauf verwiesen, daß die verzerrte Schätzung der Standardfehler in folgendem Modell vermieden werden kann:

$$\ln \bar{w}_{ijk} = m + \sum_{h=1}^H \beta^1_h x_{hijk} + \sum_{s=1}^S \beta^2_s z_{sjk} + \beta^3 u_k + \bar{\epsilon}_{ijk} + \bar{f}_{jk} + \bar{g}_k \quad (3)$$

Besonderheit des so definierten Mehrebenenmodells, in diesem Fall für drei Stufen, ist die explizite Aufnahme der Fehlerterme f_{jk} und g_k . Der Einfluß unbeobachteter Variablen auf der Regionalebene wird somit in der Modellspezifikation berücksichtigt. Die Signifikanztests werden korrigiert.

Die Verwendung eines dreistufigen Modells ist unter methodischem Gesichtspunkt ein Fortschritt gegenüber einem früher benützten zweistufigen Ansatz (vgl. Blien 1995a). Auf

diese Weise wird es möglich, ganze Hierarchien von Variablen aufzubauen. Man spricht davon, daß ein in mehreren Ebenen "genesteter" Ansatz verfolgt wird.

Zur Schätzung 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 (3) angenommen).

5. ERGEBNISSE UND SCHLUSSFOLGERUNGEN

Bei den Rechnungen wurden zwei Alternativen für die Arbeitslosenquote berücksichtigt. In einem Fall wurde sie in einfacher linearer Form einbezogen, im anderen logarithmiert. Auf diese Weise wird überprüft, ob die Wirkung der Arbeitslosigkeit in nichtlinearer Weise erfolgt, wie durch Gleichung (1) nahegelegt wird.

Tabelle 2 gibt einen Überblick über die wichtigsten Ergebnisse der Anwendung des Mehrebenenmodells. Aus Raumgründen wird darauf verzichtet, den größten Teil jener Variablen darzustellen, die zur Kontrolle der Heterogenität der Regionen eingeführt wurden, da diese Ergebnisse hier nicht für sich selbst interessieren.

Tabelle 2 zeigt nun ein überraschendes Ergebnis. Die Arbeitslosigkeit ist hochsignifikant, wenn sie in linearer Form einbezogen wird (Modell 2). In logarithmierter Form (Modell 1) ist der Koeffizient jedoch sehr klein und nicht mehr signifikant. Bei den bereits durchgeführten Untersuchungen für die Arbeitslosigkeit nach Kreisen, Regierungsbezirken und Ländern hatte sich hingegen stets eine vergleichbar gute Anpassung für das lineare und das logarithmische Modell ergeben. In allen Fällen waren die Koeffizienten signifikant gewesen. Hier, im Fall der Arbeitsmarktregionen muß hingegen das logarithmische Modell verworfen werden. Der Absolutwert des linearen Koeffizienten ist mit -0.0050 etwas kleiner als er für Länder und für Kreise ermittelt worden war (vgl. Blien 1995b). Dort hatte er -0,0056 (Länder) bzw. -0,0057 (Kreise) betragen.

Wie ist dieses Ergebnis nun zu interpretieren? Auch auf der Ebene von Arbeitsmarktregionen existiert eine Lohnkurve. Im Gegensatz zu den theoretischen Erwartungen und Ergebnissen für andere Regionaleinheiten ist sie allerdings strikt linear. Da dieses Ergebnis somit bestehenden Erfahrungen widerspricht, sollte es noch etwas näher untersucht werden. Möglicherweise ist es lediglich durch einige "Ausreißer" beeinflusst. Hier sind weitere Untersuchungen nötig, die für benachbarte Jahre durchzuführen wären. Da hierfür Daten noch nicht zur Verfügung stehen, muß eine solche Analyse auf einen späteren Zeitpunkt verschoben werden.

Tabelle 2:

Lohnkurven nach Arbeitsmarktregionen

ermittelt mit Dreiebenenmodellen mit zufälligen Effekten

Datengrundlage: 0,2 % Stichprobe aller Beschäftigungsverhältnisse in der Bundesrepublik Deutschland (West) 1989, N = 55265

Arbeitslosenquoten für Arbeitsmarktregionen, berechnet nach der amtlichen Statistik

Abhängige Variable: Logarithmus des Bruttoeinkommens

Arbeitslosenquote einbezogen in logarithmierter Form (Modell 1) bzw. linearer Form (Modell 2)

51 weitere Variable, gemessen auf Individualniveau werden kontrolliert

Standardfehler in Klammern

	Modell 1		Modell 2	
Arbeitslosenquote	-0.000752	(0.0014)	-0.0050	(0.0010)
Millionenstadt	0.0549	(0.0124)	0.0689	(0.0122)
Regionstyp 1	0.0522	(0.0093)	0.0664	(0.0092)
Regionstyp 2	0.0507	(0.0094)	0.0641	(0.0093)
Regionstyp 3	0.0298	(0.0107)	0.0420	(0.0104)
Regionstyp 4	0.0148	(0.0140)	0.0214	(0.0136)
Regionstyp 5	0.0219	(0.0102)	0.0296	(0.0099)
Regionstyp 6	0.0248	(0.0090)	0.0301	(0.0086)
Regionstyp 7	0.0034	(0.0103)	0.0070	(0.0098)
Regionstyp 8	0.0223	(0.0100)	0.0247	(0.0094)

Generell spricht unter theoretischem Gesichtspunkt einiges dafür, daß der Effekt der Arbeitslosigkeit auf das Lohnniveau für Arbeitsmarktregionen schwächer ausgebildet ist als für Kreise. Die Pendelverflechtungen zwischen Kreisen, die Grund für ihre Fusion in Arbeitsmarktregionen sind, werden sich vor allem zwischen Gebieten herausbilden, die auf verschiedenen Ästen der Lohnkurve liegen. Arbeitskräfte werden von Kreisen mit niedriger Bezahlung und hoher Arbeitslosigkeit tendenziell in solche mit hoher Bezahlung und niedriger Arbeitslosigkeit wechseln. Die sich dadurch herausbildenden Pendlerströme halten sich überwiegend an den Zuschnitt von Arbeitsmarktregionen. Im Rahmen dieser Gebietseinheiten müßte die Lohnkurve somit etwas nivelliert werden, wenn man sie mit den Kreisergebnissen vergleicht. Eine Lohnkurve müßte für homogene Gebietseinheiten stärker ausgeprägt sein als für funktionale Regionen. Dies wird durch den gegenüber Kreisergebnissen etwas niedrigeren Wert des Koeffizienten im Modell 1 auch bestätigt. Es kann sein, daß der genannte Effekt auch zum Verschwinden der Lohnkurve im Modell 2 beiträgt.

Diese Erörterungen zeigen, daß der Zuschnitt der Diagnoseeinheiten für regionale Arbeitsmärkte durchaus von einiger Bedeutung für die erhaltenen Ergebnisse ist. Hier

eröffnen sich breite Möglichkeiten für Erkenntnisse und Untersuchungen, die genuiner Bestandteil der Regionalwissenschaft sind.

Die Ergebnisse sprechen also für die Existenz einer vergleichsweise flachen Lohnkurve in Westdeutschland. Sie impliziert einen bereinigten Einkommensabstand von 4,95 % zwischen den Arbeitsmarktregionen Gelsenkirchen (Arbeitslosigkeit 12,7 % im Juni 1989) und Rottweil (Arbeitslosigkeit 2,6). Dies sind die beiden Regionen mit den Extremwerten für die Arbeitslosigkeit zum betrachteten Zeitpunkt. Die Differenzen im Einkommen sind etwas kleiner als die für die unterschiedlichen Kreistypen gefundenen Werte. Dort beträgt die in % umgerechnete Einkommensdifferenz zwischen ländlichen Kreisen in ländlichen Regionen und der Millionenstadt etwa 7,1 (Modell 2).

Die Lohnreaktion auf die Arbeitslosigkeit ist schwächer als es für die Regionen anderer Länder (vgl. Blanchflower und Oswald 1994b) festgestellt wurde. Dort hatte der Absolutwert des Koeffizienten ungefähr die doppelte Größe. Es liegt nahe, zur Erklärung dieser Abweichung auf das hier verbreitete System der zentralisierten Lohnverhandlungen zu rekurrieren. Dieses System läßt für regionale Lohndifferenzierung weniger Spielraum als in Ländern mit Betriebsgewerkschaften.

Auch wenn die Lohnvariation kleiner ist als in anderen Ländern, sie ist vorhanden. Sie ist ein Beleg für die Probleme, die die Arbeitslosigkeit jenen Menschen bereitet, die von ihrem Lohneinkommen abhängig sind. Firmen können es sich darum in Regionen mit hoher Arbeitslosigkeit erlauben, auf die Einführung separater Lohnanreize zu verzichten. Die Ergebnisse sind mit anderen Worten ein Beleg dafür, daß Effizienzlöhne der Art gezahlt werden, wie dies von den in der Arbeitsmarkttheorie viel diskutierten Ansätzen gleichen Namens erwartet wird. Allerdings können auch Verhandlungsmodelle als relevant für das Problem nicht ausgeschlossen werden.

Aus der Existenz einer Lohnkurve können weitere Folgerungen gezogen werden. Der negative Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Entlohnung führt dazu, daß Regionen, die von hoher Arbeitslosigkeit negativ betroffen sind, durch relativ niedrige Löhne zusätzlich beeinträchtigt werden. Dieser doppelte Effekt vertieft die Ausbildung regionaler Disparitäten.

Das verwendete Mehrebenenmodell bewährt sich. Dies kann insbesondere in Relation zu einer üblichen OLS-Regression unter der standardmäßig getroffenen Annahme der Unabhängigkeit der Beobachtungen beurteilt werden (vgl. Tabelle 3). Dieses Modell wird als unangemessen betrachtet. Der zugehörige Test über die "Devianz", der mit dem Mehrebenenmodell durchgeführt wird, zeigt, daß die Variation der Regressionskonstanten zwischen den Regionen signifikant ist.

Ein Vergleich zwischen Tabelle 2 und 3 macht deutlich, daß mit der Regression unter den üblichen Annahmen insbesondere die Standardfehler unterschätzt werden. Dies hätte z. B. zur Folge, daß die Arbeitslosenquote in logarithmierter Form im Modell 3 signifikant

würde. Das Beispiel verdeutlicht die Gefahr, die bei der Mischung von Variablen unterschiedlicher Aggregationsgrade in üblichen Regressionsmodellen immer wieder auftreten kann: Es besteht die Möglichkeit, daß Variablen fälschlich eine signifikante Wirkung zugesprochen wird.

Tabelle 3:
Regression unter einer Unabhängigkeitsannahme

Kleinstquadratschätzung für eine Lohnkurve analog dem Mehrebenenmodell in Tabelle 2
Arbeitslosenquote einbezogen in logarithmierter Form (Modell 3) bzw. linearer Form (Modell 4)

	Modell 3		Modell 4	
Arbeitslosenquote	-0.0039	(0.0014)	-0.0054	(0.0005)
Millionenstadt	0.0635	(0.0068)	0.0773	(0.0070)
Regionstyp 1	0.0532	(0.0062)	0.0674	(0.0064)
Regionstyp 2	0.0627	(0.0064)	0.0718	(0.0065)
Regionstyp 3	0.0377	(0.0077)	0.0457	(0.0078)
Regionstyp 4	0.0051	(0.0111)	0.0130	(0.0112)
Regionstyp 5	0.0205	(0.0075)	0.0301	(0.0075)
Regionstyp 6	0.0270	(0.0065)	0.0305	(0.0065)
Regionstyp 7	0.0078	(0.0080)	0.0094	(0.0080)
Regionstyp 8	0.0235	(0.0073)	0.0244	(0.0073)

Etwas vereinfachend kann man sich das Problem an den Fallzahlen verdeutlichen: Die Berechnung der Signifikanztests basiert in der OLS-Schätzung auf einer falschen Bezugsgröße. Sie erfolgt für die Arbeitslosigkeit nicht auf der Grundlage der 167 Regional-einheiten, sondern ist bezogen auf die 55265 individuellen Beschäftigten.

Der in der vorliegenden Analyse eingeschlagene Weg, makroökonomische Zusammenhänge mit Regional- und Individualdaten zu erforschen, erscheint aussichtsreich. In Zukunft sollte insbesondere die Dynamik der Arbeitsmärkte im Wege der Längsschnittanalyse¹ besser erfaßt werden. Nur so kann z. B. die Frage nach der zeitlichen Stabilität der Lohnkurve und der Existenz von regionalen Phillipskurven beantwortet werden.

Dabei werden sich die hier angewendeten Mehrebenenmodelle als hilfreich erweisen. Mit diesem Modelltyp hat die empirische Regionalforschung ein sehr mächtiges Hilfsmittel zur Hand, das die Synthese der Handlungsperspektive individueller Wirtschaftssubjekte mit gesamt- oder regionalökonomischen Rahmenbedingungen möglich macht. Die

¹ Allerdings ist nicht zu erwarten, daß sich das hier für ein Jahr, für 1989 ermittelte Bild wesentlich verändern wird. Regionen sind wie "Tanker", deren Kurs sich nur langsam ändert (Bade 1994: 151).

Regionen können als eigenständige Einheiten in der Analyse berücksichtigt werden. Damit kann untersucht werden, inwieweit regionale Faktoren das Handeln der in den betreffenden Gebieten lebenden und arbeitenden Personen beeinflussen.

Literaturverzeichnis:

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: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 27/2: 137-151

Bellmann, Lutz; Kohaut, Susanne (1995): Betriebliche Determinanten der Lohnhöhe und der übertariflichen Bezahlung: Eine empirische Analyse auf der Basis des IAB-Betriebspanels (unveröffentlichtes Arbeitspapier des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung), Nürnberg

Bender, Stefan; Hilzendegen, Jürgen (1994): Anonymisierung der Stichprobe aus der Beschäftigtenstatistik (internes Papier des IAB, Veröffentlichung in den *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* in Vorbereitung), Nürnberg

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

Blien, Uwe (1995a): The Impact of Unemployment on Wage Formation. Estimating Wage Curves for Western Germany with Multilevel Linear Models, in: Gerlach, Schettkat (1995)

Blien, Uwe (1995b): Die Lohnkurve von 1989. Eine Mehrebenenanalyse zum Zusammenhang von regionalen Durchschnittslöhnen und der regionalen Arbeitslosenquote, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 2

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

Blien, Uwe; Wiedenbeck, Michael; Armingier, Gerhard (1994): Reconciling Macro and Micro Perspectives by Multilevel Models: An Application to Regional Wage Differences, in: Borg, Ingwer; Mohler, Peter Ph. (Hrsg.): *Trends and Perspectives in Empirical Social Research*, Berlin, New York: De Gruyter

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

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 (1988) (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.) (1992) (Hrsg.): *Mikro- und makroökonomische Aspekte der Arbeitslosigkeit (Beiträge aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 165)*, Nürnberg

Gerlach, Knut; Schettkat, Ronald (1995) (Hrsg.): *Determinanten der Lohnbildung. Theoretische und empirische Untersuchungen (im Erscheinen)*, Frankfurt a. M., New York: Campus

Gerlach, Knut; Wagner, Joachim (1995): Regionale Lohnunterschiede und Arbeitslosigkeit in Deutschland. Ein Beitrag zur Lohnkurven-Diskussion, in: Gerlach, Schettkat (1995)

Goldstein, Harvey (1987): *Multilevel Models in Educational and Social Research*, London, New York: Griffin, Oxford University

- Görmar, Wilfried; Irmen, Eleonore (1991): Nichtadministrative Gebietsgliederungen und -kategorien für die Regionalstatistik. Die siedlungsstrukturelle Gebietstypisierung der BfLR, in: Raumforschung und Raumordnung 6: 387-394
- Hsiao, Ch. (1986): Analysis of Panel Data, Cambridge
- Koller, Martin (1987): Regionale Lohnstrukturen, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 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
- 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
- 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 (1995): Die Differenz zwischen Effektiv- und Tariflöhnen in der Bundesrepublik Deutschland, 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
- Rudolph, Helmut (1986): Die Fluktuation in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 19/2: 257ff.
- Schlicht, Ekkehart (1978): Labor Turnover, Wage Structure, and Natural Unemployment, in: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft 134/2: 337-346

- Shapiro, Carl; Stiglitz, Joseph E. (1984): Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device, in: American Economic Review 73/3: 433-444
- Wagner, Joachim (1994a): German wage curves, 1979-1990, in: Economics Letters 44: 307-311
- Wagner, Joachim (1994b): Arbeitslosigkeit und regionale Lohndifferentiale: Lohnkurven für Niedersachsen, 1979-1990, Universität Lüneburg, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Arbeitsbericht Nr. 137
- Weiss, A. (1980): Job Queues and Layoffs in Labor Markets with Flexible Wages, in: Journal of Political Economy, S.526ff.