

Schwarze, Johannes

Working Paper — Digitized Version

Neue Befunde zur "Lohnkurve" in Deutschland: Eine Analyse mit Paneldaten für Raumordnungsregionen 1985 und 1989

DIW Discussion Papers, No. 119

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Schwarze, Johannes (1995) : Neue Befunde zur "Lohnkurve" in Deutschland: Eine Analyse mit Paneldaten für Raumordnungsregionen 1985 und 1989, DIW Discussion Papers, No. 119, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/95731>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



Diskussionspapiere
Discussion Papers

Diskussionspapier Nr. 119

**Neue Befunde zur "Lohnkurve" in Deutschland:
Eine Analyse mit Paneldaten für
Raumordnungsregionen 1985 und 1989**

von
Johannes Schwarze

Die in diesem Papier vertretenen Auffassungen liegen ausschließlich in der Verantwortung des Verfassers und nicht in der des Instituts.

Opinions expressed in this paper are those of the author and do not necessarily reflect views of the Institute.

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung

Diskussionspapier Nr. 119

**Neue Befunde zur "Lohnkurve" in Deutschland:
Eine Analyse mit Paneldaten für
Raumordnungsregionen 1985 und 1989**

von
Johannes Schwarze

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin
Königin-Luise-Str. 5, 14191 Berlin
Telefon: 49-30 - 89 7 89 -0
Telefax: 49-30 - 89 7 89 -200

1 Problemstellung

Blanchflower und Oswald (1990, 1992, 1994a,b) stellen eine mikroökonomische Theorie zur Erklärung regionaler Lohndifferenziale zur Diskussion, die einen negativen nicht-linearen Zusammenhang zwischen der regionalen Höhe der Arbeitslosigkeit und dem Lohnniveau postuliert. Aus ihren empirischen Ergebnissen für mehrere Länder leiten Blanchflower und Oswald (1994b) ein "statistisches Gesetz der Ökonomie" ab (Blien 1995), wonach eine Verdoppelung der Arbeitslosigkeit zu um rund 10% niedrigeren Löhnen führt. Dieser als "Lohnkurve" bezeichnete Zusammenhang ist mittlerweile auch Gegenstand mehrerer empirischer Untersuchungen für die alten Bundesländer Deutschlands. Die Ergebnisse dieser Untersuchungen fallen recht unterschiedlich aus. Die Befunde von Blanchflower und Oswald (1994b) und von Blien (1995) sprechen eindeutig für eine "Lohnkurve" in Deutschland, während Gerlach und Wagner (1994) sowie Wagner (1994a) sowohl empirische Evidenz für, aber auch gegen die Existenz einer "Lohnkurve" finden. Eindeutig gegen eine "Lohnkurve" sprechen die Untersuchungen von Wagner (1994b) sowie von Rendtel und Schwarze (1995). Gründe für diese unterschiedlichen Ergebnisse finden sich in den unterschiedlichen Daten, den verwendeten Methoden sowie den analysierten Zeiträumen.

Obwohl der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Lohnhöhe auf regionaler Ebene postuliert wird, wird die Lohnkurve in den meisten Arbeiten auf Basis individueller Einkommensdaten untersucht. Dazu wird eine Lohngleichung vom Mincer-Typ um nicht lineare Spezifikationen der regionalen Arbeitslosenquote ergänzt. Die Verknüpfung von Individualdaten mit regionalen Indikatoren birgt aber methodische Probleme. Regressionsschätzungen mit Daten unterschiedlicher Aggregationsniveaus führen zu einer verzerrten Schätzung der Standardfehler (Moulton 1990, Blien et al. 1994) und insbesondere die Signifikanztests für die Koeffizienten der regionalen Merkmale fallen dann zu günstig aus. Dieses Problem kann gelöst werden, indem beispielsweise die individuellen Informationen auf Regionalebene aggregiert werden. Allerdings sind dazu Individualdatensätze sehr großen Umfangs erforderlich und bei Verwendung sehr kleinräumiger regionaler Einheiten ist dieses Verfahren praktisch nicht realisierbar. Eine andere Möglichkeit ist die Verwendung von Methoden der Mehrebenenanalyse, die eine Zusammenführung von Daten unterschiedlicher Aggregationsniveaus erlaubt (vgl. Blien 1995). Ein weiterer Weg wird in dieser Arbeit besprochen.

Die Schätzung der Lohnkurve mit Individualdaten hat eigentlich nur den Zweck, produktivitätsbeeinflussende Merkmale der Beschäftigten, wie Ausbildung, Berufserfahrung, aber auch die Verteilung nach Wirtschaftsbereichen, kontrollieren zu können. Wäre die Verteilung dieser Merkmale für die regionalen Einheiten der Untersuchung bekannt, könnte die Lohnkurve direkt auf Basis der Regionen geschätzt werden und dieses Vorgehen entspräche auch am ehesten dem theoretischen Modell. In diesem Beitrag werden dazu Daten der *Bundesanstalt für Landeskunde und Raumordnung (BfLR)* zu den 75 Raumordnungsregionen der alten Bundesländer verwendet. Raumordnungsregionen sind zugleich einigermaßen sinnvoll abgegrenzte regionale Arbeitsmärkte. Die Daten enthalten aggregierte Verdienstangaben, produktivitätsrelevante Merkmale sowie Angaben zur Verteilung der Beschäftigten auf die Wirtschaftszweige. Darüberhinaus liegen Angaben zur Höhe und Struktur der Arbeitslosigkeit vor. Mit diesen Daten ist eine Schätzung der Lohnkurve ausschließlich auf Basis regionaler Arbeitsmärkte möglich.

Für die empirische Analyse der Lohnkurve müssen regionsspezifische fixe Effekte kontrolliert werden. Dazu sind Querschnittdaten im allgemeinen nicht ausreichend. Deshalb werden hier die Daten der BfLR von 1985 und 1989 zu einem "Raumordnungspanel" zusammengefügt, so daß regionsspezifische Effekte mit einem Fixed-Effekt-Modell kontrolliert werden können.

Die Schätzungen zeigen, daß auch in Deutschland der theoretisch von Blanchflower und Oswald abgeleitete negative nicht-lineare Zusammenhang zwischen dem regionalen Lohnniveau und der Arbeitslosenquote besteht. Die Elastizität des Lohnsatzes bezüglich der Arbeitslosenquote beträgt bei Kontrolle fixer Regionaleffekte -0.13 , ein Ergebnis, das in bemerkenswertem Einklang mit denen anderer nationaler und internationaler Studien steht. Der Einfluß der Arbeitslosenquote verringert sich jedoch deutlich, wenn zusätzlich Strukturmerkmale der Arbeitslosigkeit berücksichtigt werden. Die Dauer der Arbeitslosigkeit und der Anteil junger Arbeitsloser wirken sich signifikant negativ auf die regionale Lohnhöhe aus. Inwieweit sich diese Ergebnisse in das Lohnkurvenmodell von Blanchflower und Oswald einpassen lassen, bleibt noch zu klären.

2 Theoretische Grundlagen der Lohnkurve

Einem negativen Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit sind in Deutschland durch flächendeckende Tarifverträge Grenzen gesetzt, die jedoch, wie das

Beispiel Ostdeutschland zeigt, immer durchlässiger zu werden scheinen. Aber selbst wenn Tarifverträge eingehalten werden, bleibt ein Spielraum für eine betriebsspezifische Lohndifferenzierung in Form der Lohndrift nach oben, also der Differenz zwischen Tarif- und Effektivlöhnen. Zahlreiche empirische Untersuchungen zu regionalen Effektivlohndifferenzen zeigen, daß dieser Spielraum auch genutzt wird (z.B. Jacoby 1990, Wagner 1991 oder Gornig und Schwarze 1992). Die eigentlichen Ursachen dafür konnten jedoch bisher nicht schlüssig geklärt werden.

Blanchflower und Oswald (1990, 1992) entwickeln ein Effizienzlohnmodell, das einen Zusammenhang zwischen der regionalen Höhe der Arbeitslosigkeit und dem Lohnniveau postuliert und geraten damit in Widerspruch zu anderen mikroökonomischen Ansätzen. Hall (1972) und Topel (1986) leiten auf der Basis der Theorie kompensierender Lohndifferentiale einen positiven Zusammenhang zwischen der regionalen Lohnhöhe und der Arbeitslosigkeit ab. Die Beschäftigten wählen diejenige Region aus, die ihren erwarteten Nutzen maximiert. Entscheidungsparameter sind der Lohn und die regionspezifische Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden. Je höher diese Wahrscheinlichkeit ist, desto höher muß der gezahlte Lohn sein. Einen positiven Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit legt auch die Migrationstheorie nahe (vgl. Harris und Todaro 1970).

Im Effizienzlohnmodell von Blanchflower und Oswald produzieren die Unternehmen auf unvollkommenen Märkten und agieren dort als Preissetzer¹. Eine Konkurrenz zwischen Beschäftigten und Arbeitslosen ist nur eingeschränkt möglich, da die Arbeitslosen nicht in der Lage sind, sich durch Lohnunterbietung Arbeitsplätze zu beschaffen. Beide Annahmen dürften nicht unrealistisch sein und insbesondere die zweite Annahme wird in der Bundesrepublik durch flächendeckende Tarifverträge gestützt, die eine Lohnunterbietung durch Arbeitsanbieter weitgehend ausschließt.

Aufgrund ihrer Marktmacht erzielen die Unternehmen eine Rente, an der die Beschäftigten durch die Etablierung von Effizienzlohnmodellen beteiligt werden. Die Verhandlungsposition

¹ Zunächst hatten Blanchflower und Oswald (1990) das Modell als ein allgemeines betriebliches Lohnverhandlungsmodell entworfen, sind davon jedoch aus verschiedenen Gründen später abgerückt (vgl. dazu Blanchflower und Oswald 1992). Auch für Deutschland muß ein allgemeines Bargainingmodell, das auch die Verteilung der aus der Marktmacht der Unternehmen erwachsenden Rente einschließt, als nicht sehr plausibel abgelehnt werden. Die Tarifverhandlungen und deren Ergebnisse sind in Deutschland flächendeckend, während die Verteilung der unternehmensspezifischen Renten über die Lohndrift in den Betrieben entschieden wird. Die Annahme eines Effizienzlohnmodells scheint also gerechtfertigt.

der Unternehmen ist durch die Möglichkeit der Entlassung gekennzeichnet, während die Arbeitnehmer die Möglichkeit des Streiks nutzen oder die Intensität ihrer Arbeitsleistung durch "Shirking" variieren können².

Blanchflower und Oswald (1992) entwickeln auf Basis dieser Annahmen ein Modell für eine Volkswirtschaft mit zwei Regionen, das aber auf eine endliche Anzahl von Regionen ausgedehnt werden kann. In Region 1 sei der aus der Beschäftigung erzielte Nutzen u durch das Einkommen w_1 und die Anstrengung bei der Arbeit $e \in [0,1]$ bestimmt. Der Nutzen jedes Beschäftigten läßt sich als Differenz von w_1 und e darstellen: $u_1 = w_1 - e$. Diese Nutzenfunktion impliziert, daß die Beschäftigten risikoneutral sind³. Der Arbeitseinsatz kann durch "Shirking", also durch verringerte Arbeitsintensität, reduziert und so der Nutzen erhöht werden, für den im Grenzfall $u = w_1$ gilt.

Shirking kann allerdings durch das Unternehmen entdeckt und der Beschäftigte daraufhin entlassen werden. Die Wahrscheinlichkeit entdeckt zu werden sei δ . Der erwartete Nutzen eines entlassenen Beschäftigten ist dann:

$$Eu_1 = (w_1 - e)\alpha(U_1) + b[1 - \alpha(U_1)]$$

Die Wahrscheinlichkeit α einen neuen Arbeitsplatz zu finden ist eine Funktion in Abhängigkeit von der lokalen Arbeitslosigkeit U . b ist das Einkommensniveau, das durch die Arbeitslosenversicherung garantiert wird. Der Nutzen im Falle von Arbeitslosigkeit ist somit $u_1 = b$.

Zentral für die Ableitung der späteren Ergebnisse ist ein monoton fallender Verlauf der Funktion $\alpha(U)$, d.h. die Chance einer Wiederbeschäftigung sinkt mit steigender Arbeitslosigkeit. Deshalb soll die von Blanchflower und Oswald (1992) für diesen Zusammenhang gelieferte Begründung hier skizziert werden. Blanchflower und Oswald argumentieren, daß sich im langfristigen Gleichgewicht die Entlassungen und Neueinstellungen in einer Region entsprechen müssen. Die Entlassungen ergeben sich aus einer konstanten Quote von Unternehmenszusammenbrüchen r , multipliziert mit der

² In Deutschland sind Streiks im Hinblick auf die Beteiligung an betriebsspezifischen Renten allerdings weitgehend ausgeschlossen. Sie sind ausdrücklich als "Verhandlungsmittel" des tariflichen Lohnbestandteiles und nicht als Mittel zur "Verteilung" unternehmensspezifischer Renten gedacht.

³ Wobei für eine erste Ableitung der Nutzenfunktion nach w , $u_w > 0$ und für die erste Ableitung nach e , $u_e < 0$ gilt. Risikoneutralität liegt vor, da die zweiten Ableitungen der Nutzenfunktion gleich Null sind.

regionalen Beschäftigung n . Neueinstellungen in der Region seien durch eine Funktion $\alpha[m-n]$ gekennzeichnet, mit m als der erwerbsfähigen Bevölkerung. Im langfristigen Gleichgewicht gilt dann: $rn = \alpha[m-n]$. Die regionale Arbeitslosenquote läßt sich als $U=(m-n)/m$ approximativ darstellen. Nach Auflösung dieser Bestimmungsgleichung nach n und Einsetzen in die Gleichgewichtsbedingung, erhält man eine Funktion für α in Abhängigkeit von U : $\alpha(U) = (r/U) - r$, mit $\alpha'(U) = -r/U^2 < 0$ und $\alpha''(U) = 2r/U^3 > 0$. Die Wahrscheinlichkeit einer erfolgreichen Arbeitssuche ist damit eine monoton fallende konvexe Funktion in Abhängigkeit von der Arbeitslosenquote⁴.

Die zweite Region ist durch den Lohnsatz w_2 und Arbeitslosigkeit U_2 gekennzeichnet. b und e sind hier identisch⁵. Darüberhinaus ist Region 2 durch bestimmte nicht-monetäre Attraktivitäten ϕ gekennzeichnet (man denke etwa an Regionen mit guten Freizeitmöglichkeiten). Der Nutzen eines Beschäftigten ist dort also $u_2 = w_2 - e + \phi$, der eines Arbeitslosen $u_2 = b + \phi$.

Die Nachfrage nach Arbeit wird durch regionsspezifische Schocks beeinflusst. Schließlich wird die Möglichkeit der Wanderung zwischen beiden Regionen eingeräumt, allerdings nur zwischen den Perioden und nicht während einer laufenden Periode. Das Gleichgewicht dieses Effizienzlohnmodells ist dadurch gekennzeichnet, daß der erwartete Nutzen einer Situation mit Shirking, dem erwarteten Nutzen einer Situation ohne Shirking entspricht. Dies ergibt sich aus der optimalen Lohnsetzung der Unternehmen einerseits - sie müssen einen ausreichend hohen Lohn zahlen, wenn sie Shirking verhindern wollen - und dem optimalen Verhalten der Beschäftigten im Hinblick auf ihren Arbeitseinsatz andererseits.

Aus dieser Gleichgewichtsbedingung kann eine für beide Regionen gleiche konvexe Lohnkurve mit fallender Steigung abgeleitet werden⁶:

⁴ In keiner der Arbeiten von Blanchflower und Oswald wird dieser Schritt explizit vollzogen. Er müßte sich aber wie folgt darstellen: Zunächst löst man die Bestimmungsgleichung für Arbeitslosigkeit $U = (m - n)/m$ nach n auf: $n = m(1 - U)$. Dieses Ergebnis setzt man in die Gleichgewichtsbedingung $rn = \alpha(m - n)$ ein und erhält: $rm(1 - U) = \alpha [m - m(1-U)]$. Bei der Auflösung dieser Gleichung nach α entfällt m und es ergibt sich: $\alpha = (r/U) - r$.

⁵ Blanchflower und Oswald (1992) analysieren auch den Fall unterschiedlicher Einkommensniveaus bei Arbeitslosigkeit. Bei einer Analyse für Deutschland, wo die Einkommensersatzleistung bei Arbeitslosigkeit bundesweit einheitlich geregelt ist, kann davon aber abgesehen werden.

⁶ Dies gilt allerdings nur, wenn das Niveau des Arbeitslosengeldes in beiden Regionen gleich ist.

$$w = e + b + e\delta / (1-\delta)[1-\alpha(U)]$$

Die Konvexität von w ist Resultat der Konvexität von $\alpha(U)$. Die zusätzliche Attraktivität der zweiten Region, spielt in der Lohngleichung keine Rolle, da sich ϕ herauskürzt. Da aber ϕ sehr wohl in der Nutzenfunktion von Beschäftigten (aber auch nicht Beschäftigten) eine Rolle spielt, folgt, daß die weniger attraktive Region 1 durch einen höheren erwarteten Lohnsatz gekennzeichnet sein muß. Beide Regionen müssen den Beschäftigten dasselbe erwartete Nutzenniveau bieten, da ansonsten der Wegzug sämtlicher Beschäftigter aus der weniger attraktiven Region erfolgen würde. Die Gleichgewichtssituation des Modells erzeugt also eine Situation, in der Wanderungen nicht mehr stattfinden.

Die Regionen müssen sich dann offensichtlich durch eine unterschiedliche Verteilung der Nachfrageschocks auszeichnen, verbunden mit unterschiedlichen Lohn/Arbeitslosigkeits-Kombinationen. Im Falle identischer Nachfrageschocks wäre in beiden Regionen die gleiche Lohn/Arbeitslosigkeits-Kombination zu beobachten. Da aber Region 2 attraktiver ist, also nicht-monetäre Vorteile bietet, würde dies Wanderungen aus der ersten Region induzieren. In einem Gleichgewicht ohne Wanderungen muß also die Attraktivität der zweiten Region durch eine ungünstigere Position auf der Lohn/Arbeitslosigkeits-Kurve ausgeglichen werden. Dies soll durch unterschiedliche Nachfrageschocks erreicht werden: *“Repeated random shocks produce different points on the curve. To ensure a zero-migration equilibrium, the intrinsically more attractive region 2 must be characterized more often by points in the south-east portion of the wage curve, which implies worse wage and unemployment combinations”*. (Blanchflower und Oswald 1992, 8). Attraktive Regionen wären danach eher im süd-östlichen, weniger attraktive Regionen im nord-westlichen Teil des Lohnkurvendiagramms zu finden.

3 Stand der empirischen Forschung

Ökonometrisch wird das Effizienzlohnmodell häufig als ein Eingleichungsmodell spezifiziert und mit OLS geschätzt⁷:

⁷ Eine vollständige Spezifikation des Modells enthält noch zwei weitere Gleichungen. Eine für die Bestimmung der regionalen Arbeitslosigkeit und eine Bedingung die sicherstellt, daß der erwartete Nutzen in allen Regionen gleich ist und die zero-migration Bedingung wiedergibt. Blanchflower und Oswald (1992, 13) zeigen aber, daß man sich mit einer einfachen OLS-Schätzung der Lohngleichung immer auf der *“sicheren Seite”* befindet, da in

$$w_j = f(U_j, j)$$

Das Lohnniveau in Region j ist eine Funktion der regionalen Arbeitslosenquote und bestimmter regionaler Charakteristika j . Obwohl das Modell also eigentlich auf Basis von Regionen zu schätzen wäre, wird i.d.R. eine auf individuellen Einkommensdaten beruhende Einkommensfunktion, z.B. vom Mincer-Typ, verwendet, um die individuenspezifischen Bestimmungsfaktoren des Lohns, wie Qualifikation, Berufserfahrung und Arbeitszeit kontrollieren zu können. Dabei taucht jedoch ein methodisches Problem auf.

Das unterschiedliche Aggregationsniveau der Schätzung - individuelle Informationen einerseits und regionale Informationen andererseits - führt zu einer systematischen Unterschätzung der Standardabweichungen der aggregierten regionalen Merkmale (vgl. z.B. Moulton 1990), in diesem Fall des Einflusses der Arbeitslosenrate (vgl. Blanchflower und Oswald 1994). Eine Möglichkeit dieses Problem zu umgehen, ist die Schätzung der Lohnkurve auf gleichem Aggregationsniveau. Blanchflower und Oswald (1994) aggregieren dazu die individuellen Angaben (Einkommen und individuelle lohnbestimmende Merkmale) auf der Ebene von Regionen. Dieses Vorgehen ist aber nur dann sinnvoll, wenn die Stichprobengröße der individuellen Daten pro Region ausreichend hoch ist. Sieht man einmal von der Aggregation auf der Ebene von Bundesländern ab, dann dürften die Fallzahlen der meisten für Deutschland zur Verfügung stehenden Individualdatensätze nicht ausreichend sein. Methodisch kann das Aggregationsproblem durch die Verwendung von Verfahren der Mehrebenenanalyse gelöst werden (vgl. Blien et al. 1994). Blien (1995) zeigt, daß eine solches Verfahren, im Vergleich mit einer einfachen OLS-Schätzung in der Tat zu deutlich höheren Standardfehlern führt, während sich die geschätzten Koeffizienten kaum voneinander unterscheiden.

Die genaue Spezifikation des monoton fallenden Zusammenhangs zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit kann aus der Theorie nicht abgeleitet werden. Deshalb wird die individuelle Einkommensgleichung durch verschiedene ad-hoc Spezifikationen der regionalen Arbeitslosenquote ergänzt, die den theoretisch postulierten Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit approximieren sollen. Blanchflower und Oswald (1992, 1994), aber auch Groot et al. (1992) testen unterschiedliche Spezifikationen und gelangen zu dem Schluß, daß sich die quadratische (U, U^2), die logarithmische ($\ln U$) und die log-kubische ($\ln U, (\ln U)^3$) Approximation als sinnvoll erweisen.

diesem Fall der Koeffizient der Arbeitslosenquote nach oben verzerrt geschätzt wird und es somit schwierig ist, einen signifikanten negativen Koeffizienten zu beobachten.

Besondere Bedeutung kommt der Kontrolle der fixen regionsspezifischen Effekte j zu, da diese u.a. regionsspezifische Nachfragebedingungen, die unterschiedliche Attraktivität der Regionen sowie Unterschiede im Preisniveau kontrollieren. Letzteres ist von Bedeutung, da das Effizienzlohnmodell für Reallöhne formuliert ist, die jedoch - zumal auf der Ebene von Regionen - empirisch nur sehr schwer zu beobachten sind. Sind die genannten regionsspezifischen Eigenschaften über einen längeren Zeitraum konstant, dann kann die Lohnkurve mit über mehrere Jahre gepoolten individuellen Einkommensdaten geschätzt und so zumindest die fixen regionsspezifische Effekte durch Dummy-Variablen kontrolliert werden.

Die auf diesem Verfahren basierenden empirischen Arbeiten von Blanchflower und Oswald (1990, 1992, 1994) oder Groot et al. (1992) führen zu einer Bestätigung des Lohnkurvenmodells. Die im internationalen Vergleich geschätzten Elastizitäten des Lohnes bezüglich der Arbeitslosigkeit sind sich überraschend ähnlich und liegen im Durchschnitt bei -0.1, was bedeutet, daß eine Verdoppelung der Arbeitslosigkeit, die Lohnsätze um 10% senkt.

Auch für Deutschland liegen inzwischen verschiedene Arbeiten zur Lohnkurve vor, die jedoch zu keinem eindeutigen Ergebnis kommen (einen ausführlichen Überblick gibt Blien 1995). Blanchflower und Oswald (1994) haben selbst eine Analyse für Deutschland mit individuellen Beschäftigtendaten des ALLBUS, die sie mit geschlechtsspezifischen Arbeitslosenquoten für Bundesländer verknüpft haben, vorgelegt. Das Ergebnis bezeichnet Blien (1995, 6) als "eine außerordentliche Überraschung". Blanchflower und Oswald (1994) schätzen eine Elastizität von -0.26, die damit deutlich höher liegt als etwa in den USA oder Großbritannien.

Die Pionierarbeit für Deutschland haben Gerlach und Wagner (1994) und Wagner (1994a, b) vorgelegt. Sie verwenden gepoolte Querschnittsdaten abhängig beschäftigter Männer, wobei sie Beamte und Beschäftigte im öffentlichen Dienst ausschließen, da deren Entlohnung bundesweit einheitlich geregelt ist und keinen Spielraum für eine "innerbetriebliche" Lohnbildung läßt. Für den Zeitraum 1979/1985 (Datenbasis ist eine Umfrage des Bundesinstituts für Berufsbildung und des IAB) können Gerlach und Wagner (1994) bestätigen, daß es eine monoton fallende, nicht lineare Lohnkurve auch in Deutschland gibt. Unter Berücksichtigung fixer Effekte ermitteln sie eine Elastizität des Lohnsatzes bezüglich der Arbeitslosigkeit von -0.13, ein Ergebnis, das denen von Blanchflower und Oswald (1994) für viele andere Länder ermittelten, sehr ähnlich ist.

Für den Zeitraum von 1984 bis 1990 schätzen Gerlach und Wagner (1994) die Lohnkurve mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels, ohne jedoch den Längsschnittcharakter dieses Datensatzes zu nutzen. Dabei können sie die Ergebnisse ihrer Schätzung mit den IAB-Daten jedoch nicht bestätigen. Bei Berücksichtigung fixer Regionaleffekte ist keine der Spezifikationen auf dem üblichen Niveau signifikant. Die gefundenen Unterschiede führen Gerlach und Wagner (1994) auf die veränderte Situation auf dem Arbeitsmarkt zurück: "Während in Zeiten einer geringen Arbeitslosigkeit zu Anfang der achtziger Jahre Firmen in Regionen mit einer verglichen zum nationalen Niveau noch geringen Arbeitslosenquote Effizienzlöhne zahlten, brauchten angesichts des hohen Arbeitslosigkeitsniveaus Firmen dies in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre auch in Bundesländern mit einer verglichen zum nationalen Niveau geringen Arbeitslosenquote nicht zu tun." (Gerlach und Wagner 1994, 11).

Das SOEP ist ebenfalls Grundlage der Untersuchung von Rendtel und Schwarze (1995). Sie schätzen eine Lohnkurve für die Jahre 1985, 1989 und 1993, die sie aber, im Gegensatz zu Gerlach und Wagner (1994) mit Arbeitslosenquoten für Raumordnungsregionen verknüpfen können. Rendtel und Schwarze (1995) nutzen zunächst ein semi-parametrisches Verfahren, um genauere Auskunft über die Funktionsform des Zusammenhangs zwischen Arbeitslosigkeit und Lohnhöhe zu erhalten. Ein nicht-linearer monoton fallender Verlauf, wie von Blanchflower und Oswald postuliert, kann damit nicht bestätigt werden, vielmehr gleicht die Funktionsform einer Parabel, die ihren Wendepunkt bei einer Arbeitslosenrate von etwa 8% erreicht. Zur Kontrolle regionspezifischer fixer Effekte verwenden Rendtel und Schwarze ein verallgemeinertes Varianzkomponentenmodell in dem der Panelcharakter der Daten genutzt wird, um eine zusätzliche Varianzkomponente für unbeachtete regionale Effekte zu schätzen. Auch in diesem Modell wird der parabelförmige Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Lohnhöhe bestätigt.

Wagner (1994b) schätzt Lohnkurven für 1979 bis 1990 auf Basis durchschnittlicher Löhne niedersächsischer Industriebetriebe. Diese Daten verknüpft er mit der Arbeitslosenquote der niedersächsischen Raumordnungsregionen. Wagner (1994b) kann weder für den gesamten Zeitraum, noch für Teilzeiträume einen monoton fallenden nicht-linearen Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit nachweisen.

Das Problem unterschiedlicher Aggregationsniveaus wird explizit von Blien (1995) und Blien et al. (1994) angegangen. In diesen Untersuchungen wird ein Ansatz aus der

Mehrebenenanalyse verwendet, mit dem die verzerrte Schätzung der Standardfehler vermieden werden kann. Blien verwendet für seine Schätzungen eine 0,2% Stichprobe der Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit von 1989, die er mit Arbeitslosenquoten für Bundesländer und für Kreise verknüpft. Mit diesen Daten kann der Lohnkurvenzusammenhang für Deutschland bestätigt werden. Allerdings sind die geschätzten Elastizitäten mit -0.046 für Bundesländer und -0.0487 für Kreise deutlich geringer als die von Blanchflower und Oswald oder von Gerlach und Wagner ermittelten. Ein kritischer Punkt dieser Analyse ist sicherlich, daß sie auf Querschnittsdaten für ein Jahr beruht, was die Frage nach einer adäquaten Kontrolle regionsspezifischer fixer Effekte aufwirft.

Dieser kleine Streifzug durch die "Geschichte" der Lohnkurve in Deutschland zeigt ein recht uneinheitliches Bild, das offensichtlich sowohl durch die unterschiedlichen Datensätze, Aggregationsniveaus und Methoden bestimmt wird. Das "Puzzle" der deutschen Lohnkurve wird im folgenden um eine weitere Untersuchung bereichert, die wiederum einen anderen Datensatz und eine andere Methode verwendet.

4 Daten und Schätzmethode

Eine Alternative zu den bislang vorgestellten Ansätzen besteht darin, die Lohnkurve auf Basis von Informationen für regionale Arbeitsmärkte zu schätzen. Dieses Vorgehen entpricht zum einen dem theoretischen Modell, daß ja Einkommenszusammenhänge zwischen Regionen und nicht zwischen Personen zum Inhalt hat. Zum anderen würden dadurch die diskutierten Schätzprobleme vermieden. Neben Informationen zur regionalen Arbeitslosigkeit muß ein solcher Datensatz natürlich ausreichende Merkmale zur Erklärung des regionalen Lohnniveaus enthalten, etwa die Qualifikations- und Altersstruktur der Beschäftigten und die Struktur der Wirtschaftszweige. Für die Kontrolle fixer regionsspezifischer Einflüsse, müssen diese Daten darüberhinaus für mindestens zwei Zeitpunkte vorliegen.

Derartige Daten werden von der *Bundesanstalt für Landeskunde und Raumordnung (BfLR)* in unregelmäßigen Abständen für die 75 Raumordnungsregionen der alten Bundesländer zur Verfügung gestellt⁸. Raumordnungsregionen sollen das oberzentrale Standortsystem der Bundesrepublik und die dazugehörigen Einzugsbereiche approximieren (vgl. BfLR 1992) und

⁸ Seit kurzem sind solche Daten auch für die 22 Raumordnungsregionen der neuen Bundesländer verfügbar.

stellen somit auch eine sinnvolle Abgrenzung regionaler Arbeitsmärkte dar. In diesem Beitrag werden Daten von 1985 und 1989 zu einem Raumordnungsregionen-Panel mit zwei Beobachtungspunkten zusammengefaßt⁹.

Das verwendete Einkommen ist die monatliche Lohn- und Gehaltssumme je Industriebeschäftigten im verarbeitenden Gewerbe mit mehr als 20 Beschäftigten. Diese Größe ist für die hier zu untersuchende Fragestellung nahezu ideal, schließt sie doch Beamte und Beschäftigte im öffentlichen Dienst aus. Individuelle lohnbestimmende Faktoren werden durch folgende Merkmale berücksichtigt, die sich immer auf die Anzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in der jeweiligen Raumordnungsregion beziehen: Anteil der Beschäftigten ohne abgeschlossene Berufsausbildung, Anteil der Beschäftigten mit einer hochqualifizierten Berufsausbildung, Anteil der über 55jährigen Beschäftigten sowie der Anteil der weiblichen Beschäftigten. Die Struktur der Wirtschaftszweige wird durch den Anteil der Beschäftigten in folgenden Bereichen berücksichtigt: Engerie, Chemie, Metall und Elektro. Darüberhinaus steht der Baulandpreis je qm als Proxyvariable für das regionale Preisniveau zur Verfügung.

Das regionale Niveau der Arbeitslosigkeit wird durch die Arbeitslosenquote der Raumordnungsregionen erfaßt. In der Literatur spielt auch die Struktur der Arbeitslosigkeit nach bestimmten Merkmalen eine Rolle. Nach Geschlecht, Alter oder Dauer der Arbeitslosigkeit differenzierte Arbeitslosenquoten können spezifische Besonderheiten regionaler Arbeitsmärkte oft besser abbilden, als globale Arbeitslosenquoten. Die BfLR Daten gestatten es zwar nicht, spezifischen Arbeitslosenquoten zu ermitteln, jedoch können Anteile bestimmter Gruppen an allen Arbeitslosen in die Schätzung einbezogen werden. Konkret werden der Anteil der Frauen an den Arbeitslosen, der Anteil der bis zu 25jährigen an den Arbeitslosen sowie der Anteil der Personen, die länger als ein Jahr arbeitslos sind, in der Schätzung berücksichtigt. Mittelwerte und Standardabweichungen aller Merkmale können Tabelle 1 entnommen werden.

Zunächst wird für verschiedene nicht-lineare Spezifikationen des Lohn-
Arbeitsangs ein Pooled-Regression-Modell mit OLS geschätzt:

$$\ln(W_{jt}) = a + U'_{jt}b + X'_{jt}c + e_{jt}$$

⁹ Eine ausführlich Beschreibung dieser Daten finden sich in BfLR (1992). Bestandsgrößen sind dort jedoch nur für das Jahr 1989 ausgewiesen. Für alle hier verwendeten Indikatoren liegen aber Entwicklungsgrößen vor, aus denen die Bestandsgrößen für 1985 errechnet wurden.

Matrix U enthält die Informationen zur Arbeitslosigkeit, X enthält lohnbestimmende Faktoren. b und c sind die dazugehörigen Vektoren der Koeffizienten. j ist der Index für die Raumordnungsregionen, t der Index für die Zeit. Im Pooled-Regression-Modell gilt für die regionsspezifische Störgröße $E(e_{jt})=0$ und $E(e_{jt}^2)=\sigma^2_t$. Unbeobachtete zeitkonstante regionale Effekte können nun modelliert werden, in dem man diese Annahmen aufgibt und stattdessen eine heteroskedastische Gestalt des Störterms unterstellt: $e_{jt} = \alpha_j + u_{jt}$. α_j ist ein zeitinvarianter regionsspezifischer Effekt und u_{jt} eine Reststörgröße. Unterstellt man, daß α_j nicht mit den beobachteten Kovariaten in der Lohngleichung korreliert ist, dann erhält man ein Varianzkomponentenmodell das mit GLS geschätzt werden kann und das im folgenden als Random-Effekt-Modell bezeichnet wird. Die theoretischen Überlegungen legen es jedoch nahe, daß die fixen Regionseffekte mit den Merkmalen der Lohngleichung korrelieren. Man erhält dann ein sogenanntes Dummy-Variablen-Modell, in dem für jede Region eine spezifische Konstante α_j geschätzt wird, die dem fixen regionsspezifischen Effekt im heteroskedastischen Störterm entspricht:

$$\ln(W_{jt}) = \alpha_j + U'_{jt}b + X'_{jt}c + u_{jt}$$

Die Parametervektoren b und c können alternativ mit einem Within-Schätzer ermittelt werden, in dem sich α_j herauskürzt und der ausschließlich die zeitliche Varianz der Variablen nutzt (vgl. Hsiao 1995):

$$\ln(W_{jt}) - \ln(W_j) = (U_{jt} - U_j)'b + (X_{jt} - X_j)'c + u_{jt} - u_j$$

Bei Schätzungen individueller Einkommensfunktionen ist die Verwendung des Within-Schätzers oft nicht möglich, da er die zeitliche Variation aller in das Modell eingehenden Variablen erfordert. In dem hier verwendeten aggregierten Datensatz ist das jedoch der Fall¹⁰. In der folgenden empirischen Analyse werden die drei hier diskutierten Schätzansätze - Pooled-Regression, Random-Effect und Within-Schätzer - verwendet.

5 Ergebnisse

In den folgenden Tabellen werden Schätzergebnisse für drei nicht-lineare Spezifikationen des Zusammenhangs zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit U und U^2 , $\ln U$ sowie $\ln U$ und $(\ln U)^3$. vorgestellt. Der Einfluß der kontrollierenden individuellen lohnbestimmenden Faktoren soll hier nur kurz diskutiert werden. Eine Tabelle mit den kompletten

¹⁰ Bei einer geringen Anzahl von Zeitpunkten oder Beobachtungen müssen allerdings Abstriche an der asymptotischen Konsistenz des Within-Schätzers gemacht werden (vgl. Hsiao 1995).

Schätzergebnisse befindet sich im Anhang. Der Anteil der hoch qualifizierten Beschäftigten ist in allen Schätzungen signifikant positiv. Das zu erwartende negative Vorzeichen des Anteils von Beschäftigten ohne Berufsausbildung stellt sich nur im Fixed-Effekt-Modell ein. Ein hoher Anteil von Beschäftigten die 55 Jahre und älter sind, wirkt sich positiv auf die Lohnhöhe aus. Dieser Effekt ist jedoch im Fixed-Effekt-Modell nicht signifikant. Ähnliches läßt sich für den Einfluß des Anteil der Frauen an den Beschäftigten beobachten: Der negative signifikante Einfluß dieses Merkmals, ist im Fixed-Effekt-Modell nicht mehr zu beobachten. Letzteres läßt sich wohl damit erklären, daß der Frauenanteil auch eine Proxyvariable für den Anteil von Teilzeitbeschäftigten ist, der wiederum ein für die Regionen konstantes - und hier nicht beobachtetes Merkmal - darstellt.

Bei den Wirtschaftszweigen läßt sich nur für den Anteil der in der Chemie- und in der Metallindustrie Beschäftigten ein signifikant positiver Einfluß auf die regionale Lohnhöhe feststellen und diese Effekte sind im Fixed-Effekt-Modell nicht mehr signifikant nachweisbar. Dieses Ergebnis entspricht den Schätzungen mit Individualdaten, wo ein Großteil branchenspezifischer Effekte bei Kontrolle der unbeobachteten Heterogenität der Individuen verschwindet (vgl. z.B. Gornig und Schwarze 1992). Der Baulandpreis pro qm, der als Proxyvariable für das regionale Preisniveau in die Modelle aufgenommen wurde, zeigt durchweg keinen signifikanten Einfluß. Der Anteil der erklärten Varianz an der Gesamtvarianz liegt im Durchschnitt bei 80%.

Das Pooled- und das Random-Effekt-Modell zeigen für alle drei gewählten Spezifikationen einen nicht-linearen negativen Zusammenhang zwischen regionaler Lohnhöhe und der Arbeitslosenquote (vgl. Tabelle 2). Die einfache quadratische Approximation des Zusammenhangs findet jedoch im Fixed-Effekt-Modell keine Unterstützung. Dies widerspricht dem von Rendtel und Schwarze (1995) gezeigtem parabelförmigen Verlauf. Das Fixed-Effekt-Modell unterstützt aber die beiden logarithmischen Formulierungen, wobei jedoch der kubische Term der Arbeitslosenquote nicht signifikant ist. Die weitere Diskussion beschränkt sich deshalb auf die einfache logarithmische Spezifikation. Die geschätzten Elastizitäten des Lohnes bezüglich der Arbeitslosenquote betragen im Pooled- und Random-Effekt-Modell -0.083 bzw. -0.075, während sie im Fixed-Effekt-Modell -0.13 beträgt. Dieser Wert entspricht exakt dem, den Gerlach und Wagner (1994) auf Basis von Individualdaten für den Zeitraum 1979/1985 ermitteln. Auch liegt diese Elastizität im Rahmen der für andere Industrieländer mit Individualdaten ermittelten Werte, die sich um -0.1 häufen. Verglichen mit den Studien von Blien (1995), der eine Elastizität von -0.043 ermittelt, und der von

Blanchflower und Oswald (1994b), -0.26, liegt der hier ermittelte Wert im "guten Mittelfeld". Eine graphische Darstellung der hier geschätzten Lohnkurve zeigt Abbildung 1.

Der im Vergleich zum Pooled- und Random-Effekt-Modell kleinere Koeffizient der logarithmierten Arbeitslosigkeit im Fixed-Effekt Modell spiegelt exakt die theoretischen Überlegungen von Blanchflower und Oswald (1994a) wieder, die von ihnen auch empirisch bestätigt werden können. Allerdings gelingt ihnen dies nur, wenn die Schätzung nicht auf Basis von Individualdaten, sondern in auf Regionalebene aggregierter Form durchgeführt wird. Nur in diesem Fall zeigt sich, daß der nicht-lineare Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit bei Kontrolle fixer regionaler Effekte stärker hervortritt.

Welche Änderungen ergeben sich, wenn zusätzlich Strukturmerkmale der Arbeitslosigkeit berücksichtigt werden? Die in Tabelle 3 gezeigten Schätzungen enthalten außer der globalen Arbeitslosenquote auch Merkmale, die auf Strukturprobleme am Arbeitsmarkt hindeuten: Der Anteil der Frauen an den Arbeitslosen, der Anteil der bis 25 jährigen an den Arbeitlosen sowie der Anteil der Dauerarbeitslosen. Die Berücksichtigung dieser Merkmale führt zu einer deutlichen Änderung der bisherigen Befunde. Die logarithmische Spezifikation der Arbeitslosenquote verliert deutlich an Einfluß und ist nur noch im Pooled-Modell, also ohne die Kontrolle regionsspezifischer Effekte, auf einem 10 Prozent-Niveau signifikant. Insbesondere mit dem Fixed-Effekt-Modell kann ein nicht-linearer negativer Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosenquote nicht mehr nachgewiesen werden. Bezieht man den kubischen logarithmierten Term mit ein, dann bleibt der negative nicht-lineare Zusammenhang im Pooled und im Random-Effekt-Modell erhalten, während er sich mit dem Fixed-Effekt-Modell nur noch mit einem t-Wert von 1.3 zeigen läßt.

Unabhängig von der Spezifikation des nicht linearen Zusammenhangs haben aber die Strukturmerkmale der Arbeitslosigkeit im Fixed-Effekt Modell einen deutlichen Einfluß. Das negative Vorzeichen des Anteils der Frauen an den Arbeitslosen ist allerdings nur für das Pooled-Regression Modell zu beobachten. Wenn für unbeobachtete regionsspezifische Effekte kontrolliert wird, verliert dieses Strukturmerkmal ihren Einfluß auf die Lohnhöhe. Das Gegenteil ist für den Anteil der jungen Arbeitslosen zu beobachten. Hier ergibt sich ein negativ signifikanter Effekt nur im Fixed-Effect-Modell. Ein hoher Anteil jüngerer Arbeitsloser deutet auf eine besonders schwierige regionale Arbeitsmarktlage hin. Im Sinne des theoretischen Lohnverhandlungsmodells verschiebt sich die Verhandlungsmacht zugunsten der Unternehmen.

Gleiches gilt für den Einfluß des Anteils der Dauerarbeitslosen, der im Gegensatz zum Anteil der jungen Arbeitslosen, in fast allen Modellen einen signifikant negativen Einfluß auf die regionale Lohnhöhe ausübt. Zunächst widerspricht dieser Befund dem von Gerlach und Wagner (1994), die einen positiven Einfluß der Langzeitarbeitslosigkeit, die sie allerdings als Quote und nicht als Anteil berücksichtigen, auf die Lohnhöhe ausmachen. Allerdings erhalten sie dieses Ergebnis nur in einem Modell ohne Kontrolle fixer regionsspezifischer Effekte. In den hier geschätzten Modellen ist der negative Effekt der Langzeitarbeitslosigkeit dagegen durchgehend stabil, im Fixed-Effekt-Modell ist er sogar auf einem höheren Signifikanzniveau abgesichert. Der Effekt läßt sich in zweifacher Weise interpretieren. Zum einen deutet ein hoher Anteil dauerhaft Arbeitsloser auf gravierende strukturelle Probleme der Region hin. In diesem Fall könnte der Anteil von Dauerarbeitslosen auch als eine Proxy-Variable für eine wirtschaftlich schwache Region interpretiert werden. Gravierende Strukturschwächen einer Region dürften aber für den betrachteten Vier-Jahreszeitraum als fixe Regionaleffekte zu betrachten sein, die wiederum im Fixed-Effekt-Modell kontrolliert sind. Wäre Langzeitarbeitslosigkeit ausschließlich ein Proxy für Strukturschwäche, dann dürfte ein signifikant negativer Effekt im Fixed-Effekt-Modell nicht zu beobachten sein.

Diese rudimentären Überlegungen könnten dafür sprechen, den negativen Einfluß von Langzeitarbeitslosigkeit im Sinne des Modelles von Blanchflower und Oswald zu interpretieren. Ein hoher Anteil Langzeitarbeitsloser ist für Arbeitnehmer und Unternehmen ein Signal dafür, daß es im Falle von Arbeitslosigkeit c.p. schwierig ist, eine neue Stelle zu finden. Dies stärkt, bzw. schwächt die Verhandlungspositionen von Unternehmen bzw. Arbeitnehmern.

6 Zusammenfassung

In diesem Beitrag wurde erstmals für die Bundesrepublik eine Schätzung des von Blanchflower und Oswald entwickelten Lohnkurvenmodells auf Basis von methodisch angemessenen Aggregationsdaten für Arbeitsmarktregionen vorgestellt. Damit konnten verschiedene ökonometrische Probleme vermieden werden, die auftauchen, wenn der Lohnkurvenzusammenhang auf Basis individueller Einkommensdaten geschätzt wird. Die Verknüpfung der Arbeitsmarktregionen zu einem Panel gestattet zudem die Kontrolle nicht beobachteter fixer regionaler Effekte in einem Paneldatenschätzansatz. Es zeigt sich, daß auf

Basis dieser Daten ein negativer nicht-linearer Zusammenhang zwischen der regionalen Lohnhöhe und der Arbeitslosenquote nachgewiesen werden kann. Die ermittelte Elastizität des Lohnes bezüglich der Arbeitslosigkeit entspricht derjenigen, die auch mit Mikrodatensätzen ermittelt worden ist.

Allerdings ist dieser Zusammenhang statistisch nicht mehr signifikant, wenn zusätzlich die Struktur der Arbeitslosigkeit berücksichtigt wird. Jedoch ist dann ein negativer Zusammenhang zwischen der Lohnhöhe und dem Anteil junger Arbeitsloser und dem Anteil von Dauerarbeitslosen zu beobachten. Dieses Ergebnis sollte nicht vorschnell interpretiert werden, sondern sollte in weiteren Arbeiten zur Lohnkurvenanalyse noch genauer durchleuchtet werden.

Fest steht zunächst nur, daß der Effekt der Arbeitslosenquote auf die Lohnhöhe nahezu verschwindet, wenn Strukturmerkmale der Arbeitslosigkeit berücksichtigt werden. Inwieweit dieser Befund im Einklang mit den von Blanchflower und Oswald angestellten Überlegungen steht oder ob die Ergebnisse bisheriger Untersuchungen diesen Zusammenhang nur vortäuschen, bleibt weiteren Untersuchungen zu dieser Thematik vorbehalten.

Literaturverzeichnis

- Blanchflower, David G. und Andrew J. Oswald 1990: The Wage Curve. In: Scandinavian Journal of Economics, (92), S. 215-235.
- Blanchflower, David G. und Andrew J. Oswald 1992: International Wage Curves. NBER Working Paper, No. 4200, Cambridge.
- Blanchflower, David G. und Andrew J. Oswald 1994a: Estimating a Wage Curve for Britain 1973-90. In: The Economic Journal, (104), S. 1025-1043.
- Blanchflower, David G. und Andrew J. Oswald 1994b: The Wage Curve, Cambridge (Mass.), London.
- Blien, Uwe, Michael Wiedenbeck und Gerhard Arminger (1994): Reconciling Macro and Micro Perspectives by Multilevel Models: An Application to Regional Wage Differences. In: Ingwer Borg und Peter Ph. Mohler (ed.): Trends and Perspectives in Empirical Social Research, Berlin, New York, S. 266-282.
- Blien, Uwe 1995: The Impact of Unemployment on Wage Formation. Estimating Wage Curves for Western Germany with Multilevel Linear Modells. In: Knut Gerlach und

- Ronald Schettkat (Hg.): *Determinanten der Lohnbildung*. Edition Sigma, Berlin. S. 117-143.
- Bundesforschungsanstalt für Landeskunde und Raumordnung (BfLR) 1992: *Laufende Raumbbeobachtung. Aktuelle Daten zur Entwicklung der Städte, Kreise und Gemeinden 1989/90. Materialien zur Raumentwicklung Heft 47*. Bonn.
- Gerlach, Knut und Joachim Wagner 1994: *Regionale Lohnunterschiede und Arbeitslosigkeit in Deutschland. Ein Beitrag zur Lohnkurven-Diskussion*. Universität Lüneburg, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Arbeitsbericht Nr. 131. Lüneburg.
- Groot, Wim, Eddie Mekkelholt und Hessel Oosterbeek 1992: *Further Evidence on the wage curve*. In: *Economics Letters*, (38), S. 355-359.
- Gornig, Martin und Johannes Schwarze 1992: *Möglichkeiten und Grenzen regionaler Einkommensanalysen mit dem Sozio-ökonomischen Panel*. Universität Bremen, ZWE Arbeit und Region, Arbeitspapier Nr. 1. Bremen.
- Hall, Robert E. 1972: *Turnover in the Labor Force*. In: *Brookings Papers on Economic Activity*, (3), S. 709-764.
- Harris, John R. und Michael P. Todaro 1970: *Migration, Unemployment and Development*. In: *American Economic Review*, (60), S. 126-142.
- Hsiao, Cheng 1995: *Panel Analysis for Metric Data*. In: G. Arminger, C. C. Clogg und M. E. Sobel (Hg.): *Handbook of Statistical Modeling for the Social and Behavioral Sciences*. New York. S. 361-400.
- Jacoby, Herbert 1990: *Regionale Lohnstrukturen. Eine theoretische und empirische Analyse regionaler Lohnunterschiede*. Frankfurt/New York.
- Moulton, R. B. 1990: *An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units*. In: *Review of Economics and Statistics*, (72), S. 334-338.
- Projektgruppe Sozio-oekonomisches Panel 1995: *Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) im Jahre 1994*. In: *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, (64), S. 5-15.
- Rendtel, Ulrich und Johannes Schwarze (1995): *Zum Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit: Neue Befunde auf Basis semiparametrischer Schätzungen und eines verallgemeinerten Varianz-Komponenten-Modells*. In: Lutz Bellmann und Viktor Steiner (Hg.): *Mikroökonomische Analyse des Arbeitsmarktes*, Nürnberg (erscheint demnächst).
- Topel, Robert 1986: *Local Labor Markets*. In: *Journal of Political Economy*, (94), S. S111-S143.
- Wagner, Joachim 1994a: *German wage curves, 1979-1990*. In: *Economics Letters*, (44), S. 307-311.

Wagner, Joachim 1994b: Arbeitslosigkeit und regionale Lohndifferentiale: Lohnkurven für Niedersachsen 1979 - 1990. Universität Lüneburg, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Arbeitsbericht Nr. 137. Lüneburg.

Tabelle 1: Mittelwert und Standardabweichungen (in Klammern) der in den Modellschätzungen verwendeten Variablen.
Beobachtungseinheit sind die 75 Raumordnungsregionen der alten Bundesländer

Variable	1985	1989
Monatsbruttoeinkommen von Industrieschäftigen (W)	3326 (391)	4009 (475)
Arbeitslosenquote in Prozent (U)	8.6 (2.8)	7.03 (2.63)
Anteil der Frauen an den Arbeitslosen in Prozent	49 (4.8)	51.7 (5.6)
Anteil der bis 25-jährigen an den Arbeitslosen in Prozent	27.4 (3.8)	17.7 (2.7)
Anteil der Dauerarbeitslosen (länger als 1 Jahr) an den Arbeitslosen in Prozent	28.7 (6.1)	28.8 (5.9)
Anteil der Beschäftigten ohne Berufsausbildung ¹	36.7 (3.0)	33.4 (2.9)
Anteil der Beschäftigten mit hochqualifizierter Berufsausbildung ¹	3.9 (1.5)	4.6 (1.7)
Anteil der Beschäftigten die 55 Jahre und älter sind ¹	9.1 (0.8)	8.3 (0.9)
Anteil der Frauen an den Beschäftigten ¹	39.7 (3.3)	40.8 (3.1)
Anteil der im Energiesektor Beschäftigten ¹	1.9 (2.3)	1.8 (2.0)
Anteil der im Chemiesektor Beschäftigten ¹	6.1 (3.6)	6.1 (3.7)
Anteil der im Metallsektor Beschäftigten ¹	14.9 (6.3)	15.0 (6.3)
Anteil der im Elektrosektor Beschäftigten ¹	7.9 (4.7)	8.3 (4.7)
Baulandpreis je qm in DM	126.1 (86.5)	130.1 (88.0)
Beobachtungen	75	75

1 An allen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten.

Quelle: Bundesforschungsanstalt für Landeskunde und Raumordnung (BfLR), 1992.

Tabelle 2: Der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Lohnhöhe. Schätzergebnisse auf der Basis von 75 Raumordnungsregionen 1985 und 1989. t-Werte der geschätzten Koeffizienten in Klammern

Variable	Pooled	Random	Fixed	Pooled	Random	Fixed	Pooled	Random	Fixed
U	-0.051 (-4.178)	-0.029 (-2.920)	-0.018 (-0.927)	-	-	-	-	-	-
U^2	0.002 (3.648)	0.001 (2.411)	0.000 (0.306)	-	-	-	-	-	-
$\ln U$	-	-	-	-0.083 (-3.420)	-0.075 (-2.809)	-0.135 (-2.127)	-0.364 (-4.143)	-0.185 (-2.950)	-0.157 (-1.726)
$(\ln U)^3$	-	-	-	-	-	-	0.024 (3.318)	0.011 (1.912)	0.002 (0.337)
R^2	0.795			0.785			0.80		
σ_e	0.068	0.034	0.034	0.069	0.033	0.033	0.067	0.033	0.034
σ_u	-	0.061	0.023	-	0.064	0.023	-	0.059	0.023

Abhängige Variable ist das logarithmierte durchschnittliche Bruttoeinkommen von Industriearbeitern. - Zusätzliche erklärende Variable sind: Anteil der Frauen an den Beschäftigten. Anteil der 55 und Älteren an den Beschäftigten. Anteil der Beschäftigten ohne Berufsausbildung. Anteil der Beschäftigten mit hoher qualifizierter Ausbildung. Anteil der Beschäftigten in folgenden Wirtschaftszweigen: Energie, Chemie, Metall, Elektro. Durchschnittlicher Kaufpreis für Bauland.

Tabelle 3: Der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Lohnhöhe bei Kontrolle der Struktur der Arbeitslosen. Schätzergebnisse auf der Basis von 75 Raumordnungsregionen 1985 und 1989. t-Werte der geschätzten Koeffizienten in Klammern

Variable	Pooled	Random	Fixed	Pooled	Random	Fixed	Pooled	Random	Fixed
U	-0.036 (-2.629)	-0.021 (-1.876)	-0.002 (-0.137)	-	-	-	-	-	-
U^2	0.002 (2.991)	0.001 (2.287)	0.000 (0.051)	-	-	-	-	-	-
$\ln U$	-	-	-	-0.074 (-1.651)	-0.061 (-1.538)	-0.071 (-1.015)	-0.297 (-3.445)	-0.18 (-2.878)	-0.119 (-1.313)
$(\ln U)^3$	-	-	-	-	-	-	0.023 (2.998)	0.014 (2.417)	0.006 (0.841)
Struktur der Arbeitslosen in %									
- Frauen	-0.005 (-2.48)	-0.001 (-0.907)	0.0002 (0.092)	-0.006 (-3.217)	-0.002 (-1.262)	0.0002 (0.066)	-0.005 (-2.476)	-0.001 (-1.031)	0.0001 (0.023)
- bis 25 Jährige	-0.0004 (-0.15)	0.0008 (0.332)	-0.061 (-1.927)	0.0003 (0.109)	0.001 (0.556)	-0.005 (-1.647)	-0.0007 (-0.204)	0.0007 (0.298)	-0.005 (-1.746)
- länger als ein Jahr arbeitslos	-0.006 (-2.388)	-0.004 (-2.231)	-0.004 (-1.853)	-0.004 (-1.519)	-0.003 (-1.515)	-0.004 (-1.712)	-0.006 (-2.36)	-0.004 (-2.261)	-0.004 (-1.847)
R^2	0.81			0.81			0.816		
σ_e	0.065	0.033	0.033	0.066	0.032	0.022	0.064	0.032	0.033
σ_u		0.058	0.058		0.06	0.032	-	0.057	0.022

Abhängige Variable ist das logarithmierte durchschnittliche Bruttoeinkommen von Industriearbeitern. - Zusätzliche erklärende Variable sind: Anteil der Frauen an den Beschäftigten. Anteil der 55 und Älteren an den Beschäftigten. Anteil der Beschäftigten ohne Berufsausbildung. Anteil der Beschäftigten mit hoher qualifizierter Ausbildung. Anteil der Beschäftigten in folgenden Wirtschaftszweigen: Energie, Chemie, Metall, Elektro. Durchschnittlicher Kaufpreis für Bauland.

**Tabelle A1: Der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Lohnhöhe.
Schätzergebnisse auf der Basis von 75 Raumordnungsregionen 1985 und 1989.
t-Werte der geschätzten Koeffizienten in Klammern**

Variable	Pooled	Random	Fixed	Pooled	Random	Fixed	Pooled	Random	Fixed
U	-0.036 (-2.629)	-0.021 (-1.876)	-0.002 (-0.137)	-	-	-	-	-	-
U^2	0.002 (2.991)	0.001 (2.287)	0.000 (0.051)	-	-	-	-	-	-
$\ln U$	-	-	-	-0.074 (-1.651)	-0.061 (-1.538)	-0.071 (-1.015)	-0.297 (-3.445)	-0.18 (-2.878)	-0.119 (-1.313)
$(\ln U)^3$	-	-	-	-	-	-	0.023 (2.998)	0.014 (2.417)	0.006 (0.841)
Struktur der Arbeitslosen in %									
- Frauen	-0.005 (-2.48)	-0.001 (-0.907)	0.0002 (0.092)	-0.006 (-3.217)	-0.002 (-1.262)	0.0002 (0.066)	-0.005 (-2.476)	-0.001 (-1.031)	0.0001 (0.023)
- bis 25 Jährige	-0.0004 (-0.15)	0.0008 (0.332)	-0.061 (-1.927)	0.0003 (0.109)	0.001 (0.556)	-0.005 (-1.647)	-0.0007 (-0.204)	0.0007 (0.298)	-0.005 (-1.746)
- länger als ein Jahr arbeitslos	-0.006 (-2.388)	-0.004 (-2.231)	-0.004 (-1.853)	-0.004 (-1.519)	-0.003 (-1.515)	-0.004 (-1.712)	-0.006 (-2.36)	-0.004 (-2.261)	-0.004 (-1.847)
Anteil an den Erwerbstätigen in %									
- 55 Jahre und älter	0.044 (5.281)	0.039 (4.238)	-0.012 (-0.701)	0.042 (4.914)	0.04 (4.291)	-0.015 (-0.896)	0.041 (5.001)	0.035 (3.798)	-0.002 (-1.147)
- Frauen	-0.008 (-2.585)	-0.007 (-1.739)	-0.011 (-0.760)	-0.008 (-2.442)	-0.007 (-1.743)	-0.011 (-0.786)	-0.009 (-2.747)	-0.006 (-1.710)	-0.010 (-0.728)
Bildung									
- ohne Berufsausbildung	-0.001 (-0.414)	-0.004 (-1.373)	-0.014 (-1.757)	-0.001 (-0.434)	-0.004 (-1.533)	-0.014 (-1.729)	-0.001 (-0.375)	-0.004 (-1.408)	-0.014 (-1.725)
- mit hoch qualif. BA	0.045 (8.309)	0.041 (6.7)	0.095 (4.938)	0.043 (7.854)	0.039 (6.350)	0.088 (4.906)	0.046 (8.504)	0.042 (6.879)	0.085 (4.667)
Wirtschaftszweige									
- Energie	0.005 (1.131)	0.005 (1.289)	-0.006 (-0.376)	0.005 (1.417)	0.007 (1.493)	-0.008 (-0.552)	0.003 (0.953)	0.005 (1.081)	-0.010 (-0.618)
- Chemie	0.003 (1.934)	0.003 (1.221)	-0.018 (-1.011)	0.002 (1.282)	0.001 (0.760)	-0.021 (-1.215)	0.004 (2.075)	0.003 (1.388)	-0.018 (-1.061)
- Metall	0.004 (3.148)	0.004 (2.662)	0.016 (1.601)	0.004 (2.998)	0.004 (2.489)	0.014 (1.474)	0.004 (3.006)	0.004 (2.703)	0.014 (1.461)
- Elektro	0.001 (0.764)	0.001 (0.606)	0.012 (1.113)	0.0009 (0.569)	0.0007 (0.402)	0.012 (1.083)	0.001 (0.799)	0.001 (0.731)	0.011 (0.962)
Baulandpreis pro qm/1000	-0.064 (-0.669)	0.006 (0.575)	0.014 (0.572)	-0.043 (-0.444)	0.07 (0.711)	0.0011 (0.673)	-0.077 (-0.800)	0.005 (0.480)	0.010 (0.514)
Zeitdummy 1989	0.198 (6.916)	0.189 (8.1)	-	0.197 (6.751)	0.187 (7.963)	-	0.19 (6.68)	0.183 (7.902)	-
Konstante	8.392 (28.12)	8.176 (28.5)	-	8.419 (27.2)	8.221 (27.7)	-	8.684 (27.71)	8.364 (28.14)	-
R^2									
R^2	0.81			0.81			0.816		
σ_e									
σ_e	0.065	0.033	0.033	0.066	0.032	0.022	0.064	0.032	0.033
σ_α									
σ_α		0.058	0.058		0.06	0.032	-	0.057	0.022

Geschaetzter Einfluss der Arbeitslosenrate
Modell: Inu

