

Die Lohnkurve

Auswirkungen der regionalen Arbeitslosigkeit auf das Lohnniveau

Uwe Blien*

Die „Lohnkurve“ beschreibt die Auswirkungen der regionalen Arbeitslosigkeit auf das regionale Lohnniveau. Blanchflower und Oswald postulierten nach umfangreichen international vergleichenden Untersuchungen, dass eine Verdoppelung der regionalen Arbeitslosigkeit das Lohnniveau um 10 % reduziert. Dazu in Kontrast steht, dass innerhalb von Ost- und Westdeutschland zwar jeweils eine Lohnkurve nachweisbar ist, der Effekt der Arbeitslosigkeit jedoch kleiner ausfällt als erwartet.

Zur Begründung des Lohnkurveneffekts werden verschiedene theoretische Ansätze herangezogen, von denen der Effizienzlohnansatz am aussichtsreichsten erscheint. In den empirischen Untersuchungen ist die Unterscheidung zwischen lang- und kurzfristigen Effekten von Bedeutung sowie die Lösung eines Mehrebenenproblems: Die regionale Arbeitslosigkeit wirkt auf die Löhne individueller Arbeitskräfte.

Für bundesdeutsche Arbeitsmärkte liegt eine größere Zahl empirischer Untersuchungen vor, die viele Aspekte des fundamentalen Zusammenhangs zwischen Arbeitslosigkeit und Entlohnung betreffen. Unter anderem erhält man Aufschluss über das Lohngefälle zwischen Ost- und Westdeutschland.

Gliederung

- 1 Einführung in ein „ehernes Gesetz“
 - 2 Die doppelte Theorie
 - 3 Zur Methodik oder „Wie viele Freiheitsgrade hat ein Ökonom?“
 - 4 Variationen im Gesetz
 - 5 Empirische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland
 - 6 Fazit
- Anhang
- Literatur

1 Einführung in ein „ehernes Gesetz“

„Empirische Gesetze oder Regelmäßigkeiten sind in der Ökonomie von großer Seltenheit“ (Gerlach 1996: 498). Ein solches „empirisches ‚Gesetz‘ der Volkswirtschaftslehre“ soll nun durch die „Lohnkurve“ von Blanchflower und Oswald (1994a: 1) beschrieben werden. Die Lohnkurve verknüpft regionale Arbeitslosigkeit und regionales Lohnniveau durch eine inverse, nichtlineare Beziehung: Je höher die Arbeitslosigkeit, desto niedriger ist der durchschnittliche Lohn. Zum Beleg für einen gesetzmäßigen Zusammenhang hatten Blanchflower und Oswald aufwändige empirische Analysen für eine Reihe von Ländern durchgeführt, die die Stabilität selbst der Größe des Effekts der Arbeitslosigkeit zeigten. Demnach reduziert eine Verdoppelung der Arbeitslosenquote den Lohn um ungefähr 10 %, wie in Abbildung 1 dargestellt.

Blanchflower und Oswalds Thesen erhielten erhebliche Aufmerksamkeit, da Arbeitslosigkeit und Lohnniveau zu den wichtigsten ökonomischen Größen überhaupt gehören. In der ökonomischen Theorie spielen sie eine ebenso bedeutsame Rolle wie in der Wirtschaftspolitik; sie bezeichnen wichtige Dimensionen der Verteilung bzw. der sozialen Ungleichheit. In einem viel beachteten Artikel gelangte David Card (1995) zu einer generell positiven Beurteilung des Buches „The Wage Curve“ (Blanchflower/Oswald 1994a), wies jedoch auf einige grundlegende Probleme und Beschränkungen der damaligen Analysen hin. Nachdem in den neunziger Jahren und zu Beginn des neuen Jahrtausends umfangreiche weitere empirische Untersuchungen zum Test der Lohnkurve durchgeführt worden waren, erscheint es nun an der Zeit, eine Bilanz zu ziehen und zu Schlussfolgerungen über Existenz oder Nicht-Existenz der Lohnkurve zu gelangen. Dies gilt vor allem für den besonders intensiv studierten Fall der Ökonomie der Bundesrepublik Deutschland, der hier im Vordergrund steht. Eine Diskussion der Theorie, der vorliegenden Untersuchungen und der gefundenen Resultate erbringt zusätzlich viele unerwartete Erkenntnisse über Arbeitsmärkte, regionale Ökonomien, soziale Einbindung

* PD Dr. Uwe Blien, Leiter des Forschungsbereichs „Regionale Arbeitsmärkte“. Der Beitrag entstand im Rahmen des Projekts „Untersuchungen zur Lohnkurve“ (Projektnummer 6-455) und liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors. Er wurde im September 2003 eingereicht und nach der Begutachtung und einer Revision im Januar 2004 zur Veröffentlichung angenommen.

Jens Südekum (früher IAB, jetzt Universität Konstanz), Phan thi Hong Van (IAB) und zwei anonymen Referees sei für wichtige Anregungen zu einer früheren Fassung des Textes gedankt.

gen von ökonomischen Subjekten und über die in den Untersuchungen zu verwendenden Methoden.

Auf einen Punkt sei bereits vorab verwiesen: Die moderne makroökonomische Theorie konzentriert sich (Layard/Nickell/Jackman 1991 folgend, siehe auch Franz 2003) sehr stark auf institutionelle Unterschiede zwischen den Ländern, um Arbeitslosigkeit und Lohnbildung bzw. -höhe zu erklären. Nun sind jedoch Unterschiede in der Arbeitslosigkeit in Europa zwischen Ländern von der gleichen Größenordnung wie regionale Unterschiede innerhalb eines großen Landes (Elhorst 2003). Da innerhalb eines nationalen Arbeitsmarktes die institutionelle Ausstattung im Allgemeinen einheitlich ist, wird es möglich, in einem quasi-experimentellen Ansatz das Verhältnis von Lohn und Arbeitslosigkeit unter Konstanzhaltung der institutionellen Rahmenbedingungen zu untersuchen.

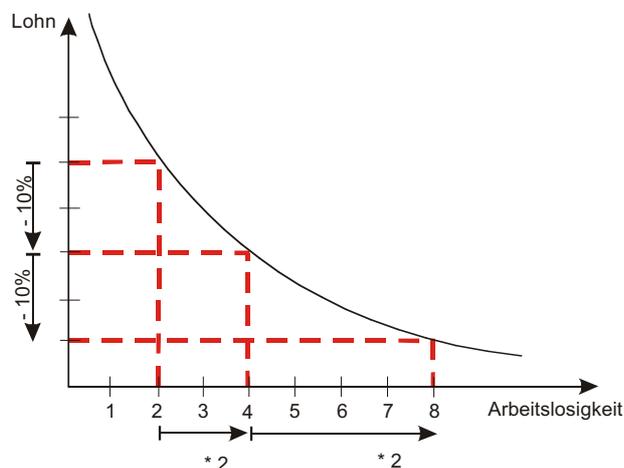
Obwohl es somit grundlegende Unterschiede zwischen makro- und regionalökonomischen Ansätzen gibt, entwickelten Blanchflower und Oswald eine theoretische Grundlage für die Lohnkurvenbeziehung mit Strukturelementen des „Europäischen Arbeitsmarktmodells“, das vor allem auf Layard, Nickell, Jackman (1991) zurückgeht und den ‚Mainstream‘ der modernen Makroökonomie repräsentiert. Parallel zur Ausformulierung des Theorieansatzes begannen Blanchflower und Oswald intensive empirische Untersuchungen zunächst für die USA und für Großbritannien, später für 10 weitere Länder, deren Ergebnisse in ihrem Buch von 1994 zusammengefasst sind. Bei den vergleichenden Untersuchungen fanden sie eine sehr stabile Beziehung, die durch folgende Gleichung beschrieben wird:

$$\ln W = -0,1 \cdot \ln U + \text{weitere Terme} \quad (1)$$

Die beiden in Gleichung (1) explizit angegebenen Variablen, das regionale Lohnniveau W und die regionale Arbeitslosigkeit U werden logarithmiert, sodass der Wert für den Koeffizienten der Arbeitslosigkeit als Elastizität zu interpretieren ist. Ein Wert von $-0,1$ für den Koeffizienten

Abbildung 1: Die Lohnkurve nach Blanchflower und Oswald (1994a)

Die regionale Arbeitslosigkeit ist als Quote in Prozent angegeben



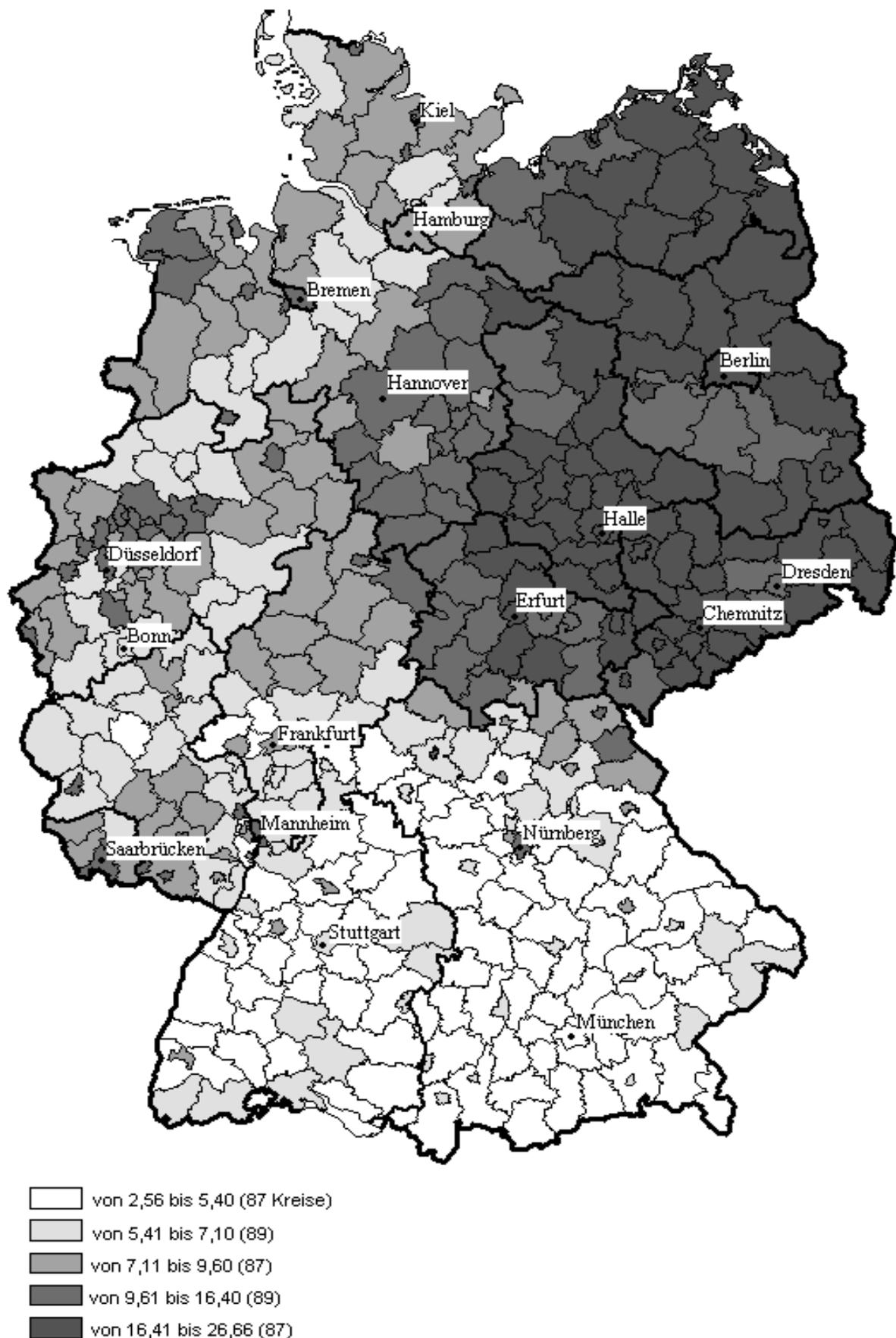
bedeutet dann, dass eine Verdoppelung der Arbeitslosigkeit das Lohnniveau um näherungsweise 10 % reduziert (Abbildung 1).

Eine Übersicht zu den Untersuchungsergebnissen von Blanchflower und Oswald findet sich in der Tabelle 1. Tatsächlich ähneln sich die Resultate für die verschiedenen Länder in überraschender Weise, obwohl doch institutionelle Strukturen und Lohnbildungssysteme eine große Variationsbreite zeigen. Für Andrew Oswald war offensichtlich bald nach Veröffentlichung dieser Ergebnisse das Kapitel Lohnkurve entschieden, er hielt sich an sein „Gesetz“. Aber auch ohne seine weitere Beteiligung ging die Debatte in der ökonomischen Wissenschaft weiter. Bis heute sind eine Reihe weiterer Untersuchungen entstanden, von denen u. a. jene von Bell, Nickell und Quintini (2002) für Großbritannien erwähnenswert ist, da der Arbeitsmarkt mit umfassenden Daten besonders sorgfältig modelliert wird. Im Resultat wird erneut das „Gesetz“ von Blanchflower und Oswald bestätigt, bis hin zur Größe der Elastizität. Der deutsche Arbeitsmarkt wurde intensiv untersucht und – wie noch im Detail darzulegen sein wird – meist etwas abweichende Resultate gefunden.

Unter den Veröffentlichungen von besonderem Interesse ist schließlich eine ambitionierte, international vergleichende Metaanalyse, die mit der Frage „The last word on the wage curve?“ verbunden wird (Nijkamp/Poot 2001). In einer Metaanalyse werden zahlreiche Studien re-analysiert, um ein Gesamtergebnis zu finden, bzw. um zu untersuchen, wodurch die Variation der Einzelergebnisse bedingt ist. Die spezielle Technik der Metaanalyse bietet die zusätzliche Möglichkeit, einen „Publication Bias“ abzuschätzen. Dieser basiert darauf, dass tendenziell eher Artikel zur Veröffentlichung in Zeitschriften angenommen werden, die ein signifikantes Ergebnis erbringen. Durch Re-Analyse der publizierten Signifikanzniveaus zahlreicher Arbeiten kommen Nijkamp und Poot zu dem Schluss, dass der ‚wahre‘ Wert für die Elastizität des Lohns im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit nicht $-0,1$ beträgt, sondern nur $-0,077$.

Im Folgenden geht es bei der schrittweisen Entwicklung des Themas „Lohnkurve“ nicht schlicht um eine Überblicksdarstellung, vielmehr soll der aktuelle Stand der Diskussion und der empirischen Evidenz mit dem Ziel aufgearbeitet werden, zu Schlussfolgerungen über die Lohnkurve auf dem bundesdeutschen Arbeitsmarkt (und gegebenenfalls anderswo) zu gelangen. Zur Heranführung von Lesern, die mit dem Thema nicht vertraut sind, werden zunächst die theoretischen Grundlagen der Lohnkurve behandelt. Im weiteren Verlauf wird die Methodik der empirischen Untersuchungen dargestellt und dabei werden auch Spezialfragen aufgegriffen, soweit dies für Schlussfolgerungen über die Lohnkurve notwendig ist. Dies lohnt sich auch aus anderen Gründen, da das bei den Arbeiten über die Lohnkurve auftretende Mehrebenenproblem für viele Fragestellungen relevant ist. Bevor Folgerungen zum Zusammenhang von Arbeitslosigkeit und Entlohnung dargelegt werden, wird die Empirie der in verschiedenen Quellen publizierten Arbeiten resümiert.

Karte 1: Arbeitslosenquoten Juni 2002 nach Kreisen



**Karte 2: Kalendertäglicher Durchschnittslohn
im Juni 2002 nach Kreisen**

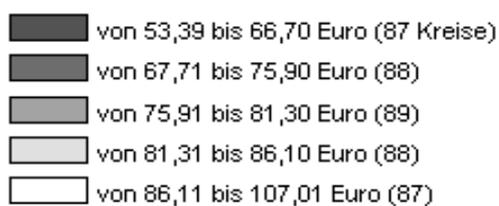
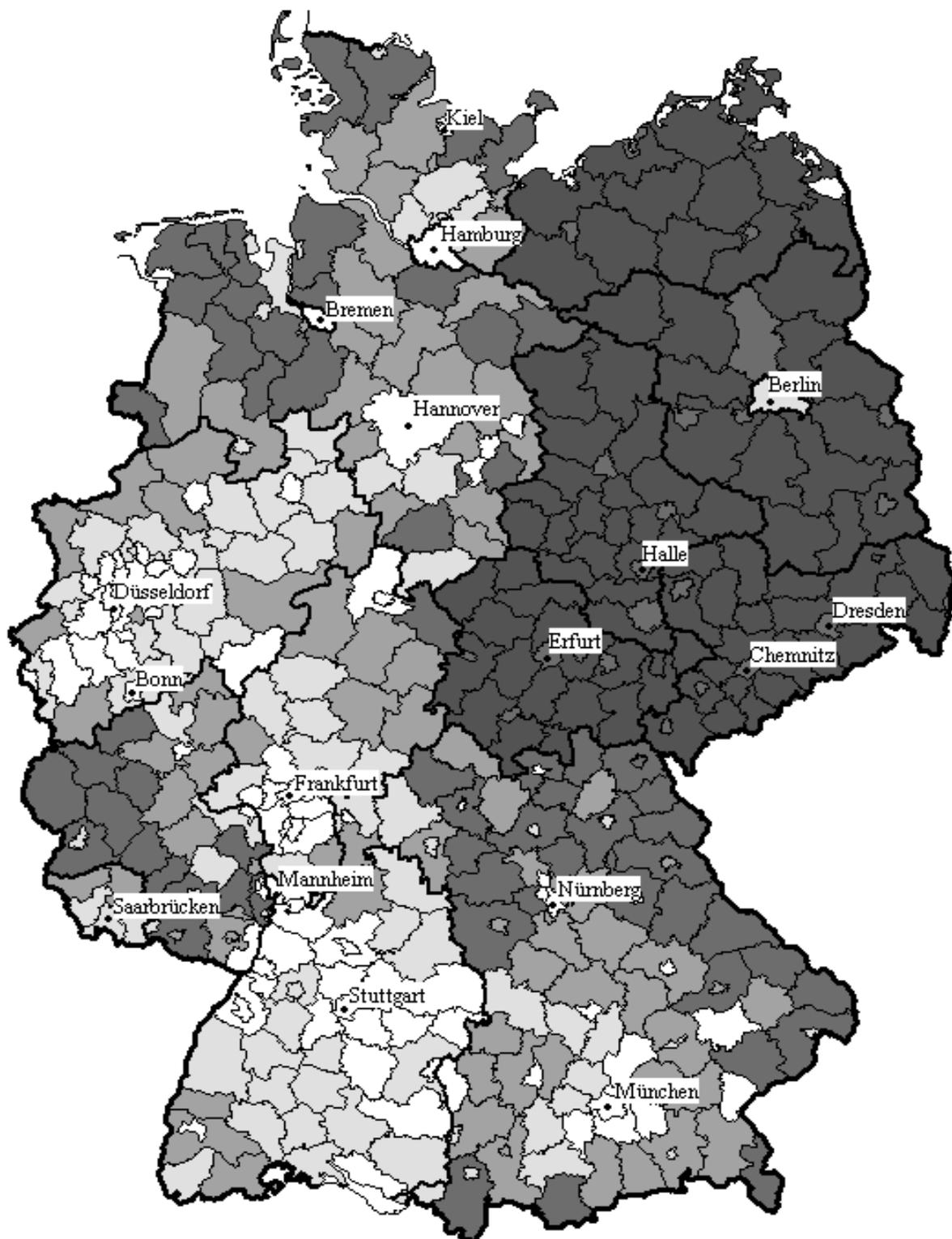


Tabelle 1: Lohnkurven nach Blanchflower & Oswald für 12 Länder im Vergleich

Land	Daten	Koeff. Ln (Arbeitslosen- quote)	t-Wert	Fixe Effekte	Fallzahl
1. USA	Current Population Survey 1963–90	–0,10	Bis zu 25	Ja	1730175
2. Großbritannien	General Household Survey 1973–90	–0,08	6,23	Ja	175500
3. Kanada	Survey of Consumer Finances, 1972–87	–0,09	6,1	Ja	82739
4. Südkorea	Occupational Wage Surveys 1971–86	–0,04	25,7	Ja	1359387
5. Österreich	ISSP, 1986 & 89	–0,09	1,59	Einige	1587
6. Italien	ISSP, 1986–9	–0,10	0,63	Ja	1041
7. Niederlande	ISSP, 1988–91	–0,17	2,35	Einige	1867
8. Schweiz	ISSP, 1987	–0,12	3,6	Nein	645
9. Norwegen	ISSP, 1989–91	–0,08	2,19	Einige	2599
10. Irland	ISSP 1988–91	–0,36	1,92	Nein	1363
11. Australien	IDS 1986	–0,19	5,8	Nein	8429
12. Westdeutschland	ISSP, 1986–91	–0,13	1,75	Ja	4629

Abhängige Variable: Jahreslohn im Falle der USA; Bruttojahreslohn: Kanada und Norwegen; Monatslohn: Großbritannien, Bruttomonatslohn: Südkorea, Österreich, Italien, Deutschland; Nettomonatslohn: Niederlande, Schweiz, Irland; Wocheneinkommen: Australien

Quelle: Blanchflower & Oswald (1994a: 363)

Arbeitslosigkeit definiert für Regionen (Ausnahme: Südkorea: industriespezifische Quoten)

2 Die doppelte Theorie

Eine wichtige Gemeinsamkeit der Theorie der regionalen Lohnkurve mit den modernen makroökonomischen Ansätzen ist die Erkenntnis, dass der Lohn auf dem Arbeitsmarkt nicht gemäß der Logik vollständiger Konkurrenz bestimmt wird. Löhne werden vielmehr von den Wirtschaftssubjekten nach ihren Kalkülen gesetzt. Hier seien nur einige Grundelemente der theoretischen Begründungen der Lohnkurve kurz resümiert. Auf Details kann verzichtet werden, da diese bei den Originalbeiträgen (oder im Überblick bei Blien 2001) nachgelesen werden können. Blanchflower und Oswald verwendeten drei theoretische Ansätze (Verhandlungs-, Effizienzentlohnungs-, Kontraktansätze) als Basis ihrer Argumentation, ein weiterer Ansatz (der Ungleichgewichtsansatz) wird diskutiert, aber zurückgewiesen. Im Einzelnen handelt es sich um folgende Ansätze:

a) In Effizienzlohnansätzen wird von offenen Arbeitsverträgen ausgegangen, in denen die Arbeitsleistung nicht exakt festgelegt ist. Firmen haben darum das Problem, Arbeitskräfte zu einer profitablen Arbeitsleistung zu motivieren, das sie lösen, indem sie höhere als markträumende Löhne zahlen. Arbeitslosigkeit reduziert das Problem, da Arbeitskräfte unter diesen Umständen von Einkommenslosigkeit bedroht sind und so ein verstärktes Interesse an der Erhaltung ihres Arbeitsplatzes entwickeln. Die substitutive Beziehung zwischen relativ hoher Entlohnung und eher hoher Arbeitslosigkeit begründet die inverse Beziehung zwischen beiden Variablen, die Kern der Lohnkurve ist.

Blanchflower und Oswald verwenden eine leicht veränderte Version des bekannten Modells von Shapiro und

Stiglitz (1984), in dem Arbeitskräfte eine binäre Entscheidung über ihre Arbeitsleistung treffen: Entweder sie arbeiten mit voller Kraft oder überhaupt nicht. Letzteres wird „shirking“ (= Bummeln) genannt. Das Modell von Shapiro und Stiglitz enthält eine Grenze, die durch bestimmte Kombinationen von Arbeitslosigkeit und Entlohnung gekennzeichnet ist, oberhalb der mit voller Leistung gearbeitet wird. Dies ist die „No-Shirking-Condition“, die von Blanchflower und Oswald als Lohnkurve interpretiert wird und die genau den fraglichen Verlauf (wie in Abbildung 1) hat. Der Übergang von der makroökonomischen Theorie bei Shapiro und Stiglitz zur regionalen Lohnkurve geschieht dadurch, dass Regionen als kleine Makroökonomien betrachtet werden, die durch eine bestimmte Arbeitslosenquote charakterisiert sind.

Der Effizienzlohnansatz wird in verschiedenen Arbeiten variiert. Der Anhang zum vorliegenden Aufsatz enthält die Darstellung eines Modells, das eine Ableitung aus der bekannten Arbeit von Schlicht (1978) ist. Bei Campbell und Orszag (1998) sowie bei Sato (2000) haben relativ hohe Effizienzlöhne nicht die Funktion für die Firmen, Arbeitskräfte zu hoher Leistung anzuregen. Vergleichsweise hohe Löhne werden vielmehr bezahlt, um Mobilität zu reduzieren. Auch dann, wenn Firmen bestrebt sind, eine betriebsspezifisch qualifizierte Belegschaft zu halten, ergibt sich eine Lohnkurve.

Im Sinne eines Teilfazits kann formuliert werden, dass der Effizienzlohnansatz als aussichtsreicher Kandidat für eine theoretische Begründung der Lohnkurve erscheint.

b) Bei Verhandlungsansätzen wird von einem bestimmten Maß an Arbeitslosigkeit ausgegangen und gefragt, wie mit dieser Randbedingung der Lohn variiert, den eine Ge-

werkschaft aushandeln kann. Bei Ländern, in denen es auf lokaler Ebene, d. h. auf der Ebene von Firmen oder Regionen, operierende Gewerkschaften gibt, ist die Annahme dezentraler Verhandlungen vernünftig. Zur formalen Ableitung der Lohnkurve benutzen Blanchflower und Oswald ein Modell von P. Sanfey (1992; vgl. Blanchflower/Oswald/Sanfey 1996), in dem ein Nash-Verhandlungsprozess angenommen wird, bei dem um die Verteilung von in den Unternehmen anfallenden nichtkompetitiven Renten gestritten wird.

Sucht man nach einer Erklärung für die Lohnkurve in der Bundesrepublik Deutschland (West), kann der Verhandlungsansatz kaum herangezogen werden. Hier werden Lohnverhandlungen auf der Ebene von Branchen geführt und sind für alle Betriebe im ganzen Lande maßgeblich. Einzelne Tarifbereiche sind zwar zusätzlich regional gegliedert, i. d. R. werden jedoch Pilotabschlüsse einer Region nur wenig modifiziert auf alle anderen übertragen (zu dem System der Tariflöhne vgl. Bispinck et al. 1995¹, vgl. auch Büttner 1999a, Kapitel 5.2). Vor allem in Ostdeutschland nehmen Flächentarifverträge zwar an Bedeutung ab, bis jetzt sind aber noch lange nicht amerikanische Verhältnisse erreicht. Vor diesem Hintergrund sind Bestrebungen von Büttner und Fitzenberger (2003) interessant, Verhandlungs- und Effizienzlohnansätze zu integrieren.

c) Die Theorie der impliziten Kontrakte: Die Theorie der impliziten Kontrakte wurde in den siebziger Jahren u. a. von Baily (1974) und Azariadis (1975) als Erklärung von Arbeitslosigkeit entworfen. Ausgegangen wird von vollständiger Konkurrenz auf dem Arbeitsmarkt. Firmen maximieren simultan den Nutzen der Eigner und der Arbeitskräfte. Zu diesem Zweck versichern die Firmen ihre risikoaversen Arbeitskräfte gegen die Folgen von Nachfrageschocks, die sich in Form von Lohnsenkungen auswirken würden. Allerdings muss dafür Arbeitslosigkeit in Kauf genommen werden, da die Firmen ihre Löhne nicht mehr flexibel an ihre Kostenstrukturen anpassen können und aus diesem Grund mit einer Variation des Beschäftigungsniveaus reagieren.

Von Blanchflower und Oswald (1994a: 38ff.) wird die Kontrakttheorie nun so gewendet, dass unter den geltenden Bedingungen vollständiger Konkurrenz hohe Löhne eine hohe Produktivität der Arbeitskräfte anzeigen. Regionen, in denen diese Situation eingetreten ist, werden folglich niedrigere Arbeitslosenquoten aufweisen, da es sich für die Firmen lohnt, die hohe Produktivität durch Einstellung weiterer Arbeitskräfte auszunutzen. Im Effekt entsteht eine Lohnkurve, eine inverse Beziehung zwischen Löhnen und Arbeitslosigkeit.

Der Ansatz ist jedoch nicht ohne Probleme. Schon früh wurde an der Theorie der impliziten Kontrakte nach Azariadis et al. kritisiert, dass das Auftreten von Arbeitslosigkeit nicht mit einer kontrakttheoretischen Argumentation kompatibel ist, da die Firmen ihre risikoaversen Arbeitskräfte nicht nur gegen Lohnschwankungen, sondern auch gegen das Arbeitslosigkeitsrisiko versichern würden (Akerlof/Miyazaki 1980). Dieses Argument reflektiert letztlich darauf, dass in der Theorie sehr starke Annahmen über die Wirksamkeit der Konkurrenz auf den Märkten

gemacht werden, da nur so möglich ist, dass Firmen simultan den Nutzen ihrer Eigner und Arbeitskräfte maximieren. Gerade der Arbeitsmarkt der Bundesrepublik Deutschland ist nicht von den Wirkungen vollständiger, d. h. atomistischer Konkurrenz beherrscht. Vielmehr sind überall die Wirkungen von Marktmacht und unvollständiger Konkurrenz zu beachten.

Ein weiteres Argument gegen die Anwendung der Kontrakttheorie wird von Blanchflower und Oswald (1994a: 94) selbst genannt: Die Theorie impliziert höhere Löhne bei wachsender Beschäftigung, eine mit dem Lohn fallende Arbeitsnachfragekurve kann nicht auftreten. Dies widerspricht gängigen theoretischen Überlegungen und erscheint weiterhin im Lichte empirischer Erkenntnisse zweifelhaft, die u. a. bei Hamermesh (1993) zusammengefasst werden. Auch Kölling (1998) findet für die Bundesrepublik Deutschland (West) mit Daten des Betriebspanels eine ‚normal‘ verlaufende, d. h. fallende Arbeitsnachfragekurve. Aus diesen Gründen wird die Kontrakttheorie hier nicht für einen aussichtsreichen Kandidaten einer theoretischen Begründung der Lohnkurve gehalten.

d) Ein Ungleichgewichtsansatz impliziert eine vierte denkbare Erklärung der Lohnkurve, die von Blanchflower und Oswald jedoch zurückgewiesen wird (1994a: 91ff.). In einer auf Ungleichgewichten aufbauenden Argumentation wäre die Lohnkurve keine stabile Beziehung, sondern nur ein Durchgangsstadium im Rahmen von ständig auftretenden Störungen des Gleichgewichts. Dies könnte durch ein Modell verdeutlicht werden, das die übliche kompetitive Theorie durch verzögerte Anpassungsprozesse auf den Arbeitsmarkt erweitert. In einem solchen Modell hätte ein externer Schock ein Absinken der Nachfrage nach Arbeitskräften auf einem regionalen Arbeitsmarkt und ein Ansteigen der Arbeitslosigkeit zur Folge. Ein weiterer Effekt wäre ein Absinken der Löhne, das wiederum zu einem allmählichen Abbau der Arbeitslosigkeit führt. Der Prozess findet sein Ende, wenn für die Arbeitslosigkeit das Niveau vor dem Schock erneut erreicht ist.

Blanchflower und Oswald kritisieren an dieser Erklärung, dass sie keine stabile Lohnkurve impliziert. Der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Entlohnung gestaltet sich je nach Zeitpunkt der Messung völlig anders. Bei Eintritt eines adversen Schocks (Nachfrageeinbruchs), der auf eine Region wirkt, wird die Arbeitslosigkeit einen Extremwert annehmen, aber der Lohn noch fast das ursprüngliche Niveau aufweisen. Entwickelt sich die Region wieder besser, werden sowohl Arbeitslosigkeit wie regionales Lohnniveau niedrige Werte aufweisen. An eine Lohnkurve erinnernde Wertekombinationen sind nur im Bereich zwischen den Extremen möglich.

Motiviert durch derartige Betrachtungen weisen Blanchflower und Oswald den Ungleichgewichtsansatz zur Erklärung

¹ In der Metallindustrie variierten Ende 1992 die tariflichen Grundlöhne der mittleren Lohngruppe regional zwischen 2607 und 2616 DM (Bispinck et al. 1995: 65), d. h. um lediglich 0,35 %.

zung von Lohnkurven zurück. Sie argumentieren zusätzlich, dass es einen Unterschied bedeutet, die Auswirkungen der Arbeitslosigkeit auf das Absolutniveau des Lohns zu betrachten – dies ist Gegenstand der Theorie der Lohnkurve – und die Veränderungen des Lohns zu analysieren – dies wäre Gegenstand einer Phillipskurvenanalyse.

Blanchflower und Oswald verwenden die unter a) bis c) dargestellten Ansätze für eine gleichgewichtige Analyse. Die für eine gesamte Wirtschaft als einheitlich angenommene Lohnkurve ersetzt eine normale Arbeitsangebotskurve. Ihr entspricht eine Nachfragekurve, die jedoch regionsspezifisch ist. Unterschiedliche Aktivitätsniveaus der regionalen Ökonomien erklären unterschiedliche Lagen dieser Nachfragekurven und damit unterschiedliche Arbeitslosigkeitsniveaus.

Allerdings stellt sich dann die Frage, wieso die Wirtschaftssubjekte nicht aus Regionen vom ungünstigen Teil der Lohnkurve mit hoher Arbeitslosigkeit und niedrigen Lohnniveaus abwandern in Regionen mit günstigeren ökonomischen Bedingungen. Um das Gleichgewichtskonzept zu retten, nehmen die Autoren an, dass beide Variablen zusammen, also Arbeitslosigkeit und Entlohnung, gerade außerökonomische Eigenschaften der Regionen ausbalancieren. Regionen mit hoher Arbeitslosigkeit und niedrigerem Lohnniveau sollten demnach besonders angenehme Lebensbedingungen, Umwelt, Klima etc. aufweisen und umgekehrt. Für die Regionen Mitteleuropas scheint diese Annahme kompensierender Lohn/Arbeitslosigkeitsdifferenziale kaum gerechtfertigt zu sein. Hohe Löhne und niedrige Arbeitslosenquoten finden sich nicht in ‚unattraktiven‘ Regionen.

e) *Diskussion:* Damit sind wir an einem Punkt, wo auf eine überraschende Wendung in der Argumentation von Blanchflower und Oswald hinzuweisen ist. Unmittelbar nachdem sie die Erklärung der Lohnkurve über einen Anpassungsprozess zurückgewiesen haben, argumentieren sie, dass eine Lohnkurve durchaus mit einer langfristigen positiven Beziehung zwischen Arbeitslosigkeit und Entlohnung verbunden sein kann, weil „langfristige Werte“ der relevanten Variablen „positiv miteinander verbunden sein können, während Bewegungen um die Mittelwerte herum negativ verknüpft sind“ (Blanchflower/Oswald 1994: 93, Übersetzung des Verfassers). Die Lohnkurve wird, mit anderen Worten, als Teil eines Anpassungsprozesses interpretiert und gerade nicht als Gleichgewichtsphänomen.

Genau die gleiche Linie wird später bei der empirischen Analyse des US-amerikanischen Arbeitsmarktes fortgeführt, indem eine unabhängige Variable in die Regression aufgenommen wird, die langfristige Durchschnitte für die Arbeitslosigkeit enthält (Blanchflower/Oswald 1994a: 118). Diese Variable hat einen positiven Effekt auf den Lohn, der mit dem negativen (Lohnkurven-)Effekt der laufenden Arbeitslosigkeit kontrastiert. Der langfristige Effekt hat auch eine theoretische Interpretation, da im Sinne eines Ansatzes von Harris und Todaro (1970) angenommen wird, hohe Löhne würden die Arbeitskräfte für ein hohes Arbeitsplatzrisiko entschädigen („kompensierende Lohndifferenziale“). Dennoch sind die von Blanch-

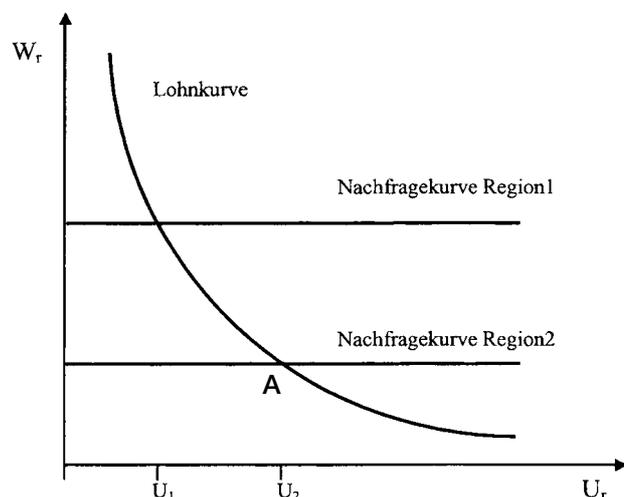
flower und Oswald zur Erklärung der Lohnkurve herangezogenen Ansätze Gleichgewichtskonzepte, während der Ungleichgewichtsansatz gerade zurückgewiesen wird.

Damit erweist sich die Argumentation in dem Buch „The Wage Curve“ als nicht konsistent. Von der Lohnkurve existieren vielmehr zwei Versionen, in der einen wird die inverse Beziehung zwischen Arbeitslosigkeit und Lohnniveau als Teil eines Anpassungsprozesses betrachtet, in der anderen als Gleichgewichtsbeziehung. Die doppelte Theorie hat Konsequenzen, wie noch zu zeigen sein wird.

f) *Integration der Lohnkurve in ein umfassenderes Modell:* Wir wollen die Diskussion der Theorie noch ein wenig vertiefen, da bisher vor allem die Angebotsseite des Arbeitsmarktes betrachtet wurde und die Aufnahme der Nachfrageseite nicht zuletzt für die Abwägung Gleichgewichtsbeziehung versus Anpassungsprozess von Interesse ist. Bei Blanchflower und Oswald wird die Nachfrageseite so in ein Gesamtmodell des Arbeitsmarktes integriert, dass angenommen wird, es gäbe eine für die Gesamtwirtschaft einheitliche Lohnkurve, aber für Regionen jeweils spezifische Arbeitsnachfragekurven, wie in Abbildung 2 dargestellt. Dazu wird angenommen, die Regionen spezialisierten sich auf einheitliche, aber unterschiedliche Produkte, aus denen Arbeitsnachfragen spezifischen Niveaus abzuleiten wären. Im Resultat ergeben sich Arbeitsmarktgleichgewichte mit unterschiedlichen Arbeitslosenquoten und Löhnen. Es ist klar, dass mit diesem Modell der Gesamtwirtschaft in regionaler Differenzierung nur die schon beschriebene Gleichgewichtsvariante der Lohnkurve kompatibel ist, die außerökonomische regionale Eigenschaften impliziert, die durch kompensierende Löhne und Arbeitslosenquoten ausbalanciert werden.

Von Südekum (2003a) wird an dieser Konstruktion zu Recht kritisiert, dass die Entstehung unterschiedlicher Arbeitslosenquoten rein per Annahme eingeführt wird und auch sonst das Modell nicht als realistische Charakterisierung von regionalen Ökonomien verstanden werden kann. Verschiedene Vorschläge liegen vor, um die Lücke in der Theorie zu füllen. Von Blien (2001) wird ein integ-

Abbildung 2: Lohnkurve und regionale Arbeitsnachfrage



riertes Modell regionaler Ökonomien entwickelt, das erneut auf Spezialisierung reflektiert, aber die Dynamik von Produktmärkten als ursächlich für die Differenzierung der Arbeitslosenquoten heranzieht. In einer regionalen Wendung des Modells von Appelbaum und Schettkat (1993) gehen entscheidende Impulse vom technischen Fortschritt aus, der einerseits zur Freisetzung von Arbeitskräften, andererseits zur Preissenkung auf Produktmärkten führt. Ist die Nachfrage auf den Produktmärkten elastisch, werden das gehandelte Gütervolumen, der Umsatz und letztlich auch die Beschäftigung ansteigen. Es hängt also von der Elastizität der Güternachfrage ab, ob der Freisetzungs- oder der Kompensationseffekt des technischen Fortschritts überwiegt. Da in den verschiedenen Branchen jeweils unterschiedliche Produktivitätsentwicklungen stattfinden, erklärt sich die Verteilung regionaler Arbeitslosenquoten aus den regionspezifischen Branchenstrukturen.

Südekum (2003a und 2003b) schlägt eine andere Integration der Lohnkurve in ein regionales Gesamtmodell vor. Mit dem Hintergrund der „Neuen Regionalökonomie“ (New Economic Geography) nach Krugman et al. benutzt er Agglomerationseffekte zur Erklärung der Stabilität der Lohnkurve. Im Modell von Krugman (1991) konzentriert sich wirtschaftliche Aktivität in den Zentren der Ökonomie, während in peripheren Regionen nur wenig produziert wird. Es lohnt sich für Firmen, in den Zentren zu investieren, da vor allem dort die Güternachfrage anfällt. Ihre Investitionen schaffen Arbeitsplätze, Arbeitskräfte wandern in diese Regionen und erhöhen schließlich die lokale Güternachfrage erneut. Ein sich selbst verstärkender Prozess entsteht, der regionale Disparitäten erklärt. Allerdings ist das Standardmodell nach Krugman (vgl. auch Fujita/Krugman/Venables 1999) für Beschäftigungsniveaus formuliert, während Arbeitslosigkeit nicht vorkommt.

Südekum schafft hier Abhilfe, indem er Krugmans Modell mit der Lohnkurve verbindet. Wenn Arbeitskräfte aus den benachteiligten Gebieten abwandern und in den Zentren mit niedriger Arbeitslosigkeit und hohen Löhnen Arbeit annehmen, verstärken sie die Agglomerationseffekte, die die Zentren bevorzugen. Sie senken die Güternachfrage in den peripheren Regionen und erhöhen dadurch dort die Arbeitslosigkeit.

In Abbildung 2 ist die Region 2 an Punkt A durch eine ungünstige Variablenkombination charakterisiert. Hier leitet sich aus einem ‚konventionellen‘ Arbeitsmarktmodell die Erwartung ab, dass Abwanderung den ungünstigen Ast der Lohnkurve mit der Zeit erodiert. Ausgehend von Punkt A bewegt sich die Region 2 entlang der Kurve nach links oben, weil Migration das Arbeitslosigkeitsproblem reduziert.

Südekum jedoch erwartet, dass sich die Region von Punkt A nach rechts unten weiterentwickelt. Zwar reduziert Abwanderung in einem primären Effekt die Arbeitslosigkeit. Sekundär entsteht diese jedoch neu mit immer höheren Raten, da es für Firmen vorteilhaft ist, weitere Investitionen in die Zentren zu verlagern. Südekums Modell integriert einerseits die Lohnkurve, hat andererseits den Vor-

zug, dass es die komplizierten Modelle der Neuen Regionalökonomie um den zentralen Aspekt der Arbeitslosigkeit erweitert.

Die Modelle von Blien (2001) und Südekum (2003a) setzen beide beschränkte Mobilität voraus. Diese ist für die Wirtschaftssubjekte kostspielig, deshalb werden nicht alle Arbeitslose sofort aus den benachteiligten Regionen abwandern. Insofern repräsentiert die Lohnkurve in beiden Ansätzen ein temporäres Gleichgewicht, sie nimmt die Auswirkungen der Arbeitslosigkeit auf den Lohn auf. Es besteht aber ein regionales Gefälle fort, das einen Anreiz zur Mobilität bietet. Die Ökonomie befindet sich nicht in einem langfristigen Gleichgewicht.

Fasst man die Diskussion der Theorie zusammen, so kann man festhalten, dass in den Effizienzlohnmodellen ein theoretischer Ansatz zur Verfügung steht, der den Verlauf der Lohnkurve erklären kann. Die Integration der Lohnkurve in ein Globalmodell der regionalen Ökonomie oder wenigstens des regionalen Arbeitsmarktes wird inzwischen in Modellen geleistet, die auch die Arbeitslosigkeit endogen erklären und nicht einfach nur per Annahme einführen.

3 Zur Methodik oder „Wie viele Freiheitsgrade hat ein Ökonom?“

Die Umsetzung der Theorie in eine empirische Untersuchungsstrategie wird im Folgenden behandelt. Dabei beginnen wir mit einigen Aspekten, die den Standard der Diskussion darstellen, um dann einige neue und wichtige Stränge aufzunehmen, die engen Bezug zu den gerade diskutierten Problemen der Theorie aufweisen.

a) Empirische Mikrofundierung von Makrorelationen: Eine Besonderheit der Analysen zur Lohnkurve ist, dass bei empirischen Untersuchungen häufig mit Mikrodaten, d. h. mit Daten für einzelne Arbeitskräfte, gearbeitet wird. Diese werden dazu benutzt, um Gleichung (1) in einem Regressionsmodell zu schätzen, das dann die folgende Form annimmt:

$$\ln W_{irt} = \beta_0 + \beta^u \ln U_{rt} + X_{irt} \beta^x + \lambda_t + \mu_r + \varepsilon_{irt} \quad (2)$$

Hier ist i eine individuelle Arbeitskraft, r eine Region und t ein Zeitpunkt. β_0 ist die Regressionskonstante, β^u ist die gesuchte Elastizität des Lohnes im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit, β^x ist ein Koeffizientenvektor eines Vektors von kontrollierenden Variablen X_{irt} (Branche, Beruf, Berufserfahrung etc.), μ_r ist ein regionaler fixer Effekt (d. h. der Koeffizient einer Dummyvariablen für die Region r), λ_t ist ein fixer Effekt für einen bestimmten Zeitpunkt t , ε_{irt} ist ein üblicher Störterm. Im Modellansatz wird davon ausgegangen, dass die Daten neben einer Querschnitts- auch eine Längsschnittdimension aufweisen.

Der große Vorteil der Verwendung von Mikrodaten ist, dass sie Informationen über Qualifikationen, Erwerbsstatus etc. von Arbeitskräften einschließen, die insbesondere nützlich sind, um die unterschiedlichen Verteilungen von Personen und Jobs nach Regionen zu kontrollieren oder „herauszurechnen“. Dies ist wichtig, da der regionale

Lohn neben der Arbeitslosigkeit von vielen Einflüssen abhängt. Wird die regionale Heterogenität nicht kontrolliert, kann der Schätzwert für die Elastizität des Lohns im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit beliebige Werte annehmen, ein „omitted variable bias“ entsteht (vgl. Blien 2001, Kapitel II). Durch die Kontrolle der Heterogenität von Arbeitskräften und Regionen erhält man einen bereinigten Effekt der regionalen Arbeitslosigkeit auf den individuellen Lohn.

Allerdings ergeben sich einige schwierige Probleme in der Verbindung von Mikro- und Makroebene. Die Analysen zur Lohnkurve erfordern die Lösung eines Mehrebenenproblems, da untersucht wird, wie sich der individuelle Lohn in Abhängigkeit von einer regionalen Variablen verhält. Zwischen dem Schicksal individueller Arbeitskräfte i auf der Mikroebene und Makrophänomenen einer Aggregatebene (Regionen r) wird eine Beziehung hergestellt. Diese Vorgehensweise kann als empirische Mikrofundierung von Makrorelationen bezeichnet werden, womit allerdings spezifische Schwierigkeiten verbunden sind. Diese werden von Blanchflower und Oswald als sogenanntes „Moulton Problem“ aufgegriffen. Danach lässt die Verbindung der Ebenen eine Annahmenverletzung des klassischen Regressionsmodells besonders deutlich werden. Dieses Modell nimmt an, dass die Beobachtungen voneinander unabhängig sind. In einem Regressionsansatz nach (2) sind die Beobachtungen jedoch innerhalb einer Region vermutlich nicht unabhängig voneinander, sondern korrelieren, da sie von unbeobachteten Variablen gemeinsam betroffen werden, die das Aktivitätsniveau der regionalen Ökonomie ausdrücken und anderes mehr. Eine Regressionsschätzung der Parameter ist unter solchen Umständen nicht mehr effizient und die Schätzung der Standardfehler, d. h. auch der Signifikanzniveaus, sogar verzerrt.

Tests zeigen, dass der Effekt dieser Annahmeverletzung normalerweise vernachlässigbar klein ist. Es gibt jedoch eine wichtige Ausnahme, die genau hier vorliegt. Der Effekt ist nämlich stark bei Aggregatvariablen, die auf der Ebene jener Einheiten, d. h. hier Regionen, gemessen sind, innerhalb derer die individuellen Beobachtungen korreliert sind. Dies trifft auf die eigentlich interessierende Variable, die Arbeitslosenquote gerade zu.

Moulton (1990) unternahm umfangreiche empirische Untersuchungen zur Verdeutlichung des Risikos. Er schätzte eine normale Lohnfunktion mit Individualdaten, die einen Querschnitt aus dem US-amerikanischen Current Population Survey (CPS) für März 1982 beinhalten. Neben zahlreichen kontrollierenden Regressoren, die in der üblichen Weise auf Individualniveau gemessen sind, bezog er Aggregatvariablen mit ein. Sein spezieller ‚Trick‘ bestand darin, dass ein Teil seiner Variablen keine ökonomische Bedeutung hatte. Sie müssten also einen Koeffizienten mit Null zugewiesen bekommen.

Das von ihm verwendete Beispiel zeigte drastisch die Bedeutung des Fehlers, der durch die Korrelation der Beobachtungen entstehen kann. Von 14 einbezogenen ‚Nonsense‘-Variablen wurden immerhin 6 als signifikant getestet, d. h. ihre „Effekte“ auf den Lohn bestätigt. Darun-

ter befanden sich Variablen wie die Landfläche des betreffenden Bundesstaats oder die Fläche seiner Seen. Sogar Zufallszahlen, die als Aggregatvariable behandelt wurden, hatten solche signifikanten Lohneffekte. Es ist klar, dass derartige Ergebnisse auf den Anwender ökonomischer Modelle irritierend wirken müssen. Moulton wies einen Ausweg aus dem Dilemma: Er schätzte ein Alternativmodell, das die Korrelation explizit berücksichtigt. In diesem Modell waren die aufgenommenen ‚Nonsense‘-Variablen nicht mehr signifikant.

Blanchflower und Oswald reflektieren das Problem vor allem als eines der Fallzahlen, auch Beobachtungen oder (modifiziert) Freiheitsgrade genannt. Für Analysen haben sie z. B. 1 730 175 Beobachtungen im CPS für die USA zur Verfügung. Dies gibt jedoch die Zahl der Beobachtungen für die Arbeitslosigkeit nicht adäquat wieder. Wird sie für amerikanische Bundesstaaten gemessen und für eine Abfolge von Jahren, so ist die Zahl der Beobachtungen eher unter 1000. Es leuchtet ein, dass ein Modell, das diesen Unterschied nicht berücksichtigt, zu Fehlschlüssen führen wird.

Um dem Problem Rechnung zu tragen, wurde von Blanchflower und Oswald eine Reihe alternativer Schätzungen mit Daten durchgeführt, in denen alle Beobachtungen einer Region in einem Jahr aggregiert wurden. Man geht dann von folgendem Ansatz aus, in dem alle Variablen auf der gleichen Ebene gemessen werden und alle die gleiche Anzahl von Beobachtungen (bzw. Freiheitsgrade) aufweisen:

$$\ln W_{it} = \beta_0 + \beta^u \ln U_{it} + X_{it} \beta^x + \lambda_t + \mu_r + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Zwar werden Mikrodaten zu Grunde gelegt, um nach wie vor die Heterogenität der Regionen zu kontrollieren, dennoch wird ein Aggregatansatz verwendet. Im Grunde ist dieser Schritt jedoch weitgehend unnötig, solange fixe regionale Effekte μ_r in die Schätzgleichung einbezogen werden. Diese übernehmen die Wirkung unbeobachteter zeitkonstanter Regionalvariablen vollständig. Dies haben sich Blanchflower und Oswald nicht klar gemacht.

Bei den empirischen Analysen zeigt sich im Übrigen zu meist, dass der Koeffizient der Arbeitslosenquote mit Individualdaten absolut größer wird. Da es schwieriger zu sein scheint, den Effekt der Unterbeschäftigung mit Aggregatdaten nachzuweisen, spricht dies für die Verwendung von Individualdaten.

b) Kurze Frist und lange Frist: Für Blanchflower und Oswald hatte die Berücksichtigung der μ_r vor allem die Funktion, die langfristige Assoziation von Arbeitslosigkeit und Entlohnung auszublenden. In ihrer Argumentation nehmen die fixen Regionaleffekte diese Beziehung auf, insofern ist ihr Standardansatz an der Lohnkurve als Ungleichgewichtskonzept orientiert. Tatsächlich ist aus der ökonomischen Standardliteratur bekannt, dass die Aufnahme eines fixen Effekts für bestimmte Einheiten einem Modell äquivalent ist, in dem alle Variablen als Differenzen zum Mittelwert für diese Einheiten berechnet wurden. Der Standardfall ist jener für Paneldaten, wo jeder Person ein fixer Effekt v_i zugeordnet ist. Dann ist Modell (4)

$$y_{it} = \beta_0 + X_{it}\beta^x + v_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

dem Modell (5) äquivalent, in dem, über die Zeit gemittelt, $\bar{X}_i = \sum_{t=1}^T X_{it}$ der Durchschnittswert für die i -te Person ist:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (X_{it} - \bar{X}_i)\beta^x + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_{it} \quad (5)$$

Der personenspezifische fixe Effekt fällt heraus, für die Schätzung wird nur die Variation „innerhalb einer Person“ verwendet (Within-Schätzer). In ähnlicher Weise wirkt ein regionaler fixer Effekt. In diesem Fall ist die Schätzung äquivalent zu einer, die alle Variablen als Abweichungen von den regionalen Mittelwerten darstellt. Wird statt dem Modell für Mikrodaten (2) das für Aggregate (3) verwendet, entsteht ein Regionenpanel, das genau jenem für individuelle Personen, also (4) und (5) entspricht. Auch in diesem Fall wird der Within-Schätzer verwendet, der für die Schätzung der Parameter nicht auf der Querschnitts-, sondern nur auf der Längsschnittinformation beruht.

Nun ist aber aus der älteren ökonomischen Literatur (vgl. Baltagi/Griffin 1984) bekannt, die in jüngster Zeit wieder aufgegriffen wird (Baltagi 2001, Kapitel 10.6, vgl. Elhorst/Blien/Wolf 2002), dass der Within-Schätzer eher kurzfristige Veränderungen aufnimmt, während der auf der Querschnittsinformation beruhende Between-Schätzer eher Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den Variablen darzustellen vermag. Modelle ohne fixe Effekte, d. h. sogenannte „Pooled Regressions“ und Modelle mit zufälligen Effekten, stehen zwischen diesen Extremen.

Damit wird erneut das Dilemma klar, vor dessen Hintergrund die Ergebnisse von Blanchflower und Oswald zu interpretieren sind. Ihr empirisches Schätzmodell sollte gemäß ihrer Theorie, gemäß den dabei getroffenen inhaltlichen Entscheidung spezifiziert werden. Je nachdem sie die Lohnkurve als auf einem Anpassungsprozess basierend oder als Gleichgewichtsbeziehung betrachten, sollten sie regionale Effekte in ihre Schätzgleichung aufnehmen oder nicht. Sie tun jedoch beides in paralleler Weise, wie Tabelle 1 zeigt. Dies hat schon die Kritik herausgefordert, sie würden jene Spezifikation verwenden, die am ehesten zu ihrem empirischen Gesetz passt, d. h. die tendenziell einen Koeffizienten in der Nähe von -0,1 erbringt. Tatsächlich wird mit beiden Spezifikationen u. U. unterschiedliches gemessen.

Vor diesem Hintergrund lassen sich die Ergebnisse aus Tabelle 1 so interpretieren, dass für Nationen mit besonders dynamischem Arbeitsmarkt die Lohnkurve eher ein kurzfristiges Phänomen ist, wie für die USA und Großbritannien. Hier erbringt eine Schätzung mit fixen Effekten eine Lohnkurve. Hingegen ist in Kontinentaleuropa mit relativ langsamen Anpassungsprozessen eher eine Spezifikation ohne fixe Effekte angemessen. Der Konflikt zwischen beiden Arten der Modellierung ist ernst, da eine regionale Lohnkurve ohne regionale fixe Effekte in den USA mit Daten des Current Population Survey in vielen Spezifikationen nicht signifikant wird (Blanchflower/Oswald 1994a: 121, 177 und 229).

Bleiben wir noch einen Augenblick bei dem Unterschied zwischen dem Within- und dem Between-Schätzer. Wenn

die exogenen Variablen nicht mit dem Störterm der Regression korrelieren, sind beide Schätzer erwartungstreu und führen tendenziell zum gleichen Ergebnis. Baltagi und Griffin (1984) zeigen jedoch, dass insbesondere zeitliche Verzögerungen in den Wirkungsbeziehungen von Variablen zu Problemen führen. Diese sind schwer aufzufassen, vor allem, wenn die Zeiträume, die die Daten repräsentieren, relativ kurz sind. In diesem Fall ist vor allem der Within-Schätzer von Verzerrungen des Ergebnisses betroffen, also der Schätzer mit den fixen Effekten, während der Between-Schätzer, die Pooled Regression oder der Schätzer mit zufälligen Effekten weniger betroffen sind.

Ziehen wir eine Zwischenbilanz: Wenn zur Lösung des Moulton-Problems fixe Effekte für Regionen in die Modellgleichung einbezogen werden, wird im Gegenzug die Gleichgewichtsbeziehung der Variablen partiell ausgeblendet. Soll diese dennoch erhalten bleiben, muss u. U. ein Modell ohne fixe Effekte geschätzt werden. Es gibt mit anderen Worten kein Modell, das nicht aus statistischen oder inhaltlichen Gründen kritisierbar wäre. Für den Test der Lohnkurve erscheint es nach der bisherigen Diskussion als empfehlenswert, die Ergebnisse verschiedener Modelltypen unter inhaltlichen Gesichtspunkten zu vergleichen und nicht nur eines als das ‚wahre‘ zu betrachten. Dies legt nahe, aus verschiedenen ‚Blickwinkeln‘, mit unterschiedlichen Methoden und Daten Untersuchungen durchzuführen, um dann ein Gesamtergebnis zu erhalten. Damit ist nicht etwa einer Strategie des ‚Anything Goes‘ das Wort geredet. Das verfügbare Arsenal ökonomischer diagnostischer Tests, von denen Baltagi und Griffin einige zusätzliche empfehlen, die hier jedoch nicht im Detail behandelt werden können, ist wichtig für die inhaltliche Entscheidung.

c) Mehrebenenmodelle mit zufälligen Effekten und Koeffizienten wurden bereits als eine weitere Alternative für die Modellierung der Lohnkurve genannt. Mit derartigen Modellen wird die Hoffnung verbunden, die soziale und ökonomische Einbettung von Akteuren in empirische Untersuchungsstrategien adäquat zu integrieren (Goldstein 1995). Bei der Grundform der Modelle werden die fixen Effekte μ_i in Gleichung (2) als zufällige Terme aufgefasst. Sie sind dann Teil des Fehlers in der Regression, repräsentieren aber eine spezielle Komponente, die für jeweils eine Regionaleinheit geschätzt wird. Derartige Mehrebenenmodelle lassen sich zu Hierarchien ausbauen, bei denen im vorliegenden Fall die unterste Ebene von individuellen Arbeitskräften besetzt ist. Diese arbeiten in der nächsten Ebene in Firmen, die wiederum in kleinen Regionen lokalisiert sind, diese wiederum in großen Regionen. Alle Einheiten auf den verschiedenen Ebenen (Arbeitskräfte, Firmen, Regionen) können durch zufällige Effekte im Modell repräsentiert sein. Z. B. enthält das Modell von Pannenberg und Schwarze (1996) für die Lohnkurve einen zufälligen Effekt für individuelle Arbeitskräfte und einen für Beobachtungen in der Zeit.

In der Ökonometrie wird zur Prüfung von Modellen mit zufälligen Effekten üblicherweise ein Hausman-Test herangezogen. Dieser vergleicht die Koeffizienten eines Modells mit fixen mit jenen eines Modells mit zufälligen

Effekten. Ist die Abweichung zu groß, wird das Modell mit zufälligen Effekten zurückgewiesen, da in diesem Fall die zufälligen Effekte der höheren (regionalen) Ebene mit den exogenen Variablen korreliert sind. Der Test unterstellt jedoch, dass das Modell mit fixen Effekten korrekt spezifiziert wurde.

Nun haben wir jedoch aus der Diskussion bei Baltagi entnommen, dass Modelle mit fixen Effekten insbesondere beim Vorliegen langer Lags in den Daten fehlspezifiziert sein können, ohne dass dies entsprechend feststellbar ist. In diesem Fall ist nicht nur der Hausman-Test nicht anwendbar. Das Modell mit zufälligen Effekte führt auch zu besseren Ergebnissen (Baltagi 2001, Kapitel 10.6, vgl. Mairesse 1990). Ein ständiges Problem von Modellen mit fixen Effekten ist auch, dass die Arbeitslosenrate sich in der Zeit nur wenig verändert und dann nahezu multikollinear mit den fixen regionalen Effekten ist. Auch in diesem Fall sind Modelle mit zufälligen Effekten anwendbar.

Mehrebenenmodelle mit zufälligen Effekten und Koeffizienten in der Anwendung auf das Lohnkurvenproblem werden im Übrigen in Blien (2001) in verschiedenen Varianten angewandt (vgl. Tabelle A1 im Anhang zum vorliegenden Aufsatz), von denen eine CIGLS-Schätzung (nach Rice/Jones/Goldstein 1999) auch beansprucht, verzerrungsfreie Schätzungen zu liefern, wenn die zufälligen Regionaleffekte mit den exogenen individuellen Variablen korrelieren.

d) Weitere methodische Aspekte: Damit ist die Diskussion verschiedener methodischer Probleme, die für die Lohnkurve relevant sind, noch nicht abgeschlossen. Die Gleichung (2) enthält neben den regionalen auch zeitliche fixe Effekte λ_t . Die Integration von solchen Effekten für einzelne Zeitperioden erscheint als wichtig, um für die Entwicklung der Konjunktur zu kontrollieren, die alle Regionen mehr oder minder im gleichen Maße trifft. Allerdings hat die Aufnahme der λ_t zur Folge, dass die Schätzung einem Modell äquivalent ist, in der alle Variablen in Relation zu ihren nationalen Mittelwerten dargestellt werden. Damit ist klar, dass die Wirkung der nationalen Arbeitslosigkeit auf das Lohnniveau nicht mehr berücksichtigt wird. Die mit Gleichung (2) erzielten Ergebnisse blenden die nationale Arbeitslosenquote aus, dies mag insbesondere dort ein Problem sein, wo die regionalen Variationen der Arbeitslosigkeit gegenüber dem Gesamtniveau klein sind, z. B. in Ostdeutschland (vgl. Elhorst/Blien/Wolf 2002). Soll die Wirkung der nationalen Arbeitslosigkeit ebenfalls in den Ergebnissen repräsentiert sein, dürfen keine periodenspezifischen fixen Effekte in das Modell aufgenommen werden.

Ein weiteres methodisches Problem betrifft die Endogenität der Arbeitslosigkeit. Das Problem ist relevant, weil die ökonomische Theorie erwartet, dass nicht nur die Arbeitslosigkeit den Lohn beeinflusst, sondern auch umgekehrt der Lohn die Arbeitslosigkeit. In diesem Fall würde man verzerrte Schätzungen der Gleichung (2) erhalten. Blanchflower und Oswald argumentieren, dass in diesem Fall die absolute Höhe der Elastizität des Lohns im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit unterschätzt würde. Sie tes-

ten eine Modellierung der Endogenität der Arbeitslosigkeit und unternehmen eine übliche zweistufige Schätzung mit Instrumentalvariablen. Im Ergebnis erhalten sie (1994a: 230) Schätzungen der Koeffizienten, die ihrem „empirischen Gesetz“ entsprechen, je nach der gewählten Instrumentierung liegen die Elastizitäten zwischen $-0,101$ und $-0,114$. Dies ist mehr als der korrespondierende Schätzwert in dem Modell ohne Instrumentierung, nämlich $-0,074$, in einem Modell für nach amerikanischen Bundesländern aggregierten Daten. Es kann sich also lohnen, das Endogenitätsproblem zu berücksichtigen, obwohl Blanchflower und Oswald dies nur ausnahmsweise tun.

Die Problemstellung der Lohnkurve wirft weitere zu lösende Schwierigkeiten auf. Eine solche betrifft die Abhängigkeiten von Regionen untereinander im Raum. Man wird erwarten, dass die Arbeitsmarktsituation einer Region jene der Nachbarregionen beeinflusst, z. B. über Pendlerverflechtungen. In den Standardansätzen zur Modellierung der Lohnkurve wird das Problem räumlicher Verflechtungen nicht berücksichtigt, da Blanchflower und Oswald kaum spezifisch regionalwissenschaftliche Erkenntnisse berücksichtigen.

Büttner (1996, vgl. 1999a, 1999b) war international der erste, der die Lohnkurve mit den Mitteln räumlicher Ökonometrie modellierte. Inzwischen sind Pannenberg und Schwarze (2000), Elhorst, Blien und Wolf (2002) sowie Longhi, Nijkamp und Poot (2002) hinzu gekommen. Dabei treten zum Teil erhebliche Unterschiede zu den Standardansätzen auf. Dies ist auch nicht verwunderlich, da die Regionen durch Pendlerverflechtungen etc. verknüpft sind. Die oft geäußerte Forderung, relativ geschlossene Arbeitsmärkte, funktionale Raumeinheiten (z. B. Arbeitsmarkregionen) zu verwenden, ist im Widerspruch zu der gleichzeitig wichtigen Forderung, dass die Regionen intern möglichst homogen sein sollten. Methoden der räumlichen Ökonometrie vermögen hier eine Brücke zu schlagen.

Im Zusammenhang der Lohnkurve wurden viele innovative methodische Ansätze verwendet, die hier aus Raumgründen nicht vertieft werden können. So sei der Ansatz der Quantilsregression von Büttner und Fitzenberger (1998) nur erwähnt, der weitere Aspekte zum Lohnkurvenphänomen beizutragen vermag. Ein anderer Ansatz muss jedoch abschließend kurz dargestellt werden, da er international in mehreren Varianten angewandt wird. In ihrem Beitrag zum *Economic Journal* von 1994 versuchen Blanchflower und Oswald (1994b, ähnlich Blanchard/Katz 1997, Bell/Nickell/Quintini 2000) eine Brücke zur Phillipskurve zu schlagen, indem sie folgende Gleichung schätzen:

$$\ln W_{it} = \beta_0 + \gamma \ln W_{i(t-1)} + \beta^u \ln U_{it} + X_{it} \beta^x + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Ist der Koeffizient γ gleich Null, ergibt sich eine reine Lohnkurve, ist er gleich Eins, ergibt sich eine Phillipskurve für die Wachstumsrate des Lohns. Letzteres wird klar, wenn $\ln W_{i(t-1)}$ auf die linke Seite der Gleichung gebracht wird, dort steht dann eine Differenz von Logarithmen für den Lohn, die näherungsweise der Wachstumsrate entspricht. In (6) gibt β^u nur den kurzfristigen Effekt der Ar-

beitslosigkeit auf den Lohn an, der langfristige ergibt sich als $\gamma/(1 - \beta^u)$ (vgl. z. B. Davidson/MacKinnon 1993).

Blanchflower und Oswald verwenden zur Schätzung von (6) den üblichen Ansatz mit fixen Effekten, der jedoch mit der verzögerten endogenen Variablen zu verzerrten Ergebnissen führt, wenn die Zahl der einbezogenen Jahre endlich ist. Ein GMM-Schätzer, der auf Arellano und Bond zurückgeht, liefert konsistente Ergebnisse und wird von Pannenberg/Schwarze (2000) und Büttner (1999b) verwendet.

4 Variationen im Gesetz

Bevor nun ein Überblick über die Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland gegeben wird, sei als Einleitung eine Übersicht zum Stand der internationalen Diskussion gegeben. Danach sind die Ergebnisse für die USA und für Großbritannien relativ stabil. Auf die wichtige Studie von Bell, Nickell und Quintini (2002) für Großbritannien wurde schon hingewiesen. Card (1995), Bratsberg und Turunen (1996) und andere bestätigen die Ergebnisse für die USA. So scheint die Lohnkurve für die angelsächsischen Länder gesichert zu sein, wenn auch die Größe der Elastizität in den Arbeiten anderer Autoren eine deutlich größere Varianz hat als bei Blanchflower und Oswald.

Für Festlandeuropa lieferten einige Studien ebenfalls bestätigende Evidenz. Dies gilt für jene von Montuega, García und Fernández (2003), in der eine einheitliche Datenbasis und die gleichen Ansätze für Frankreich, Spanien, Italien, Portugal und Großbritannien verwendet werden. Der Lohneffekt der Arbeitslosigkeit ist jeweils signifikant, die Elastizitäten, gewonnen ohne fixe Effekte in der Lohngleichung, fallen unterschiedlich aus, sind in Großbritannien, Spanien und Frankreich absolut deutlich größer als -0,1 und in den anderen beiden Ländern kleiner. Die Endogenität der Arbeitslosigkeit wird ebenfalls getestet und erweist sich in Frankreich, Italien und Portugal als wichtig, nicht jedoch in den anderen Ländern. Die Ergebnisse für Italien stimmen nicht mit jenen von Lucifora und Origo (1999) überein, die mit sehr detaillierter Datenbasis keine Lohnkurve finden.

Im Falle der skandinavischen Länder wurde eine relativ flache Lohnkurve in Norwegen nachgewiesen (Barth/Bratsberg/Naylor/Raaum 2003), während für Schweden kein signifikanter Lohneffekt der Arbeitslosigkeit feststellbar war. Man kann sich leicht vorstellen, dass insbesondere das zentralisierte Lohnverhandlungssystem in Schweden regionale Lohnvariationen kaum zulässt.

Für eine Reihe osteuropäischer Länder legte D. Blanchflower (2001) Ergebnisse vor. In einigen Ländern fand er relativ starke Lohneffekte (absolut größer als -0,1 in Bulgarien, Lettland, Polen und Russland), anderswo hingegen war der Effekt der regionalen Arbeitslosigkeit nicht signifikant (Slowenien, Tschechien). Die Liste der Länder, für die eine Lohnkurve festgestellt wurde, könnte noch weiter verlängert werden. Die hier dargestellten Belege reichen jedoch aus, um einige allgemeine Schlüsse zu ziehen, gerade wenn man die Studien der Tabelle 1 zusätzlich berücksichtigt:

- Erstens sind Reaktionen des regionalen Lohnniveaus auf die Arbeitslosigkeit nahezu universell,
- zweitens sind sie in ihrer Stärke unterschiedlich,
- drittens muss zwischen kurz- und langfristigen Beziehungen unterschieden werden.

Die erste Aussage beinhaltet eine Bestätigung des „empirischen Gesetzes“. Die entscheidende Modifikation wird jedoch in der obigen zweiten Folgerung vorgenommen, insofern keine feste quantitative Beziehung besteht, wie sie durch eine fixe Elastizität von $\beta^u = -0,1$ verkörpert würde. Nicht nur zeigte die Metaanalyse von Nijkamp und Poot, dass die absolute Größe des Koeffizienten tendenziell überschätzt wurde, es gibt zudem eine erhebliche Variation zwischen den Ländern im Hinblick auf die Stärke des Effekts. Diese Variation deckt sich mit theoretisch begründeten Erwartungen, nach denen verschiedene Länder unterschiedliche institutionelle Ausstattungen, Lohnverhandlungssysteme etc. aufweisen und sich dies in der Stärke regionaler Effekte niederschlagen wird. Die angelsächsischen Länder weisen tendenziell bedeutendere Lohneffekte auf als z. B. die nordischen Länder. Die institutionelle Struktur der Ökonomien lässt genau diese Reihenfolge erwarten, da die Steigung der Lohnkurve auch davon abhängt, inwieweit die Auswirkungen von Arbeitslosigkeit durch einen entwickelten Sozialstaat abgefedert werden. Darüber hinaus ist von Bedeutung, ob Lohnverhandlungen typischerweise zentralisiert stattfinden oder nicht.

Die im letzten Spiegelstrich genannte Aussage zur Zeitperspektive der Lohnkurve war bereits im Zusammenhang der Diskussion zur Methode in Teil 3 genannt worden: In den angelsächsischen Ländern ist die Lohnkurve in erster Linie in Modellen mit fixen Regionaleffekten feststellbar, in Kontinentaleuropa ist sie hingegen tendenziell stärker ausgeprägt, wenn eine „pooled Regression“ ohne fixe Effekte geschätzt wird. Dies bedeutet, dass die Lohnkurve vor allem in den USA eher einen schnell in anderen Ländern einen langsam ablaufenden Anpassungsprozess beschreibt. Wie sind diese Unterschiede zu verstehen?

Zu einer Antwort kann auf die Diskussion der Theorie zurückgegriffen werden (vgl. Abschnitt 2), wo bereits die begründete Erwartung geäußert worden war, dass die Lohnkurve der Ort temporärer Gleichgewichte (Blien 2001: 128) bzw. langfristiger Anpassungsprozesse ist. Demnach sind regionale Arbeitslosigkeit und Lohnniveau keineswegs zusammengenommen kompensierende Differentiale für die Ausstattung der Regionen mit außerökonomischen Vor- oder Nachteilen. Vielmehr durchlaufen Regionen günstigere oder ungünstigere Entwicklungsprozesse, die sich in verschiedenen Arbeitslosenquoten äußern. Auf die unterschiedlichen Niveaus reagiert der Lohn, somit entsteht eine Lohnkurve.

Im Modell von Blien (2001) wird erwartet, dass die Lohnkurve ein Durchgangsstadium ist, da langfristig die Arbeitskräfte aus Regionen vom ungünstigen Teillast der Lohnkurve mit hoher Arbeitslosigkeit und niedriger Entlohnung abwandern. Da in den USA die Mobilität relativ stark ist, verschwindet hier die Lohnkurve schneller als in

Kontinentaleuropa. Die unterschiedlichen Mobilitätsraten erklären unterschiedliche Prozesse regionaler Evolution (Blanchard/Katz 1992, Möller 1995) und unterschiedliche Lohnreaktionen. Generell könnte es sein, dass es nur ‚eine‘ Lohnkurve gibt, die aber länderspezifisch unterschiedlich zu modellieren ist, weil der Zeithorizont der involvierten Prozesse unterschiedlich ist.

Die Ergebnisse sprechen dafür, dass sich in Abbildung 2 die Regionen vom Punkt A mehr oder minder langsam nach links oben bewegen und nicht nach rechts unten. Mit anderen Worten gleichen sich Arbeitslosigkeitsunterschiede langsam aneinander an. Südekums Modell mit einer anderen Erwartung bestätigt sich insoweit nicht, es kann jedoch dazu dienen, die Stabilität der Lohnkurve und die Langsamkeit des Ausgleichsprozesses zu erklären.

5 Empirische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland

Damit können wir zur Betrachtung des Arbeitsmarkts der Bundesrepublik Deutschland übergehen (Vgl. die Karten 1 und 2). Die wichtigsten bekannt gewordenen Studien sind in Tabelle 2 mit einigen typischen Ergebnissen dargestellt. Wir bitten um Nachsicht, falls relevante Arbeiten übersehen wurden. Die Arbeit von Buscher, die im vorliegenden Heft enthalten ist, wurde nicht aufgenommen, da sie zeitgleich mit diesem Beitrag abgeschlossen wurde.

a) Replikation der Lohnkurve in Varianten: Da die Arbeit von Jakobi (1990) zu regionalen Lohndifferentialen zwar die Arbeitslosigkeit als exogene Variable einbezieht, aber noch vor Blanchflower und Oswalds Publikationen entstanden ist, kommt Gerlach und Wagner (1995, vgl. Wagner 1994) der Verdienst zu, die erste Untersuchung zur Lohnkurve in der Bundesrepublik Deutschland 1993 auf einem Workshop des SAMF vorgestellt zu haben. Ihr Referat zog so viel Aufmerksamkeit auf sich, dass in der Folge weitere Arbeiten entstanden. Schon bei Gerlach und Wagner zeigte sich mit SOEP-Daten die oben beschriebene charakteristische Struktur: Ohne fixe Effekte wird die Lohnkurve signifikant, mit nicht. Dies deutet auf eine mittel- bis langfristige Beziehung hin.

In einigen Arbeiten des Verfassers (Blien 1995a bzw. 1995b) wurde mit Mehrebenenmodellen mit zufälligen regionalen Effekten bzw. Koeffizienten gearbeitet, die ebenfalls eher die langfristige Relation wiedergeben. Erneut fanden sich signifikante, aber absolut relativ kleine Effekte des Lohns auf die Arbeitslosigkeit. Eine Reihe von Studien wurde 1996 auf einem Workshop zur Lohnkurve im IAB vorgestellt, nicht weniger als zehn Aufsätze aus diesem Workshop wurden später (im Heft 1996/3) in den „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ veröffentlicht, darunter auch einer von Blanchflower und Oswald (1996), wo mit Daten des SOEP erneut eine Lohnkurve gefunden wurde, allerdings mit wiederum relativ kleiner Elastizität. Weitere Analysen wurden später veröffentlicht.

In keiner Arbeit wurde ein positiver Koeffizient der Arbeitslosigkeit gefunden, d. h. wenn eine Lohnkurve existierte,

hatte sie stets den in Abbildung 1 dargestellten fallenden Verlauf. Abgesehen von dieser Gemeinsamkeit zeigten sich große Unterschiede in den Ergebnissen. In einzelnen Fällen ergab sich keine Lohnkurve, in anderen war der Effekt der Arbeitslosigkeit auf das Lohnniveau sogar ähnlich stark wie in den angelsächsischen Ländern. Die Unterschiede zwischen den Befunden sind auf Unterschiede in der Datenbasis und in den verwendeten Methoden zurückzuführen.

Neuere Tendenzen in den Untersuchungen repräsentieren den Versuch, möglichst differenzierte Daten (vor allem aus den Großstatistiken des IAB) zu verwenden, sowie Modelle mit endogener Arbeitslosigkeit und räumlichen Abhängigkeiten zu schätzen. Diese ersten beiden Tendenzen sind in der Arbeit von Baltagi und Blien (1998) umgesetzt, hier fällt der Koeffizient absolut erheblich größer aus (-0,07), wenn die Endogenität der Arbeitslosigkeit berücksichtigt wird (vgl. Abbildung 3). Kontrolliert werden die mit der Beschäftigtenstatistik erhältlichen Variablen (ähnlich jenen der Schätzungen in Tabelle A1 im Anhang).

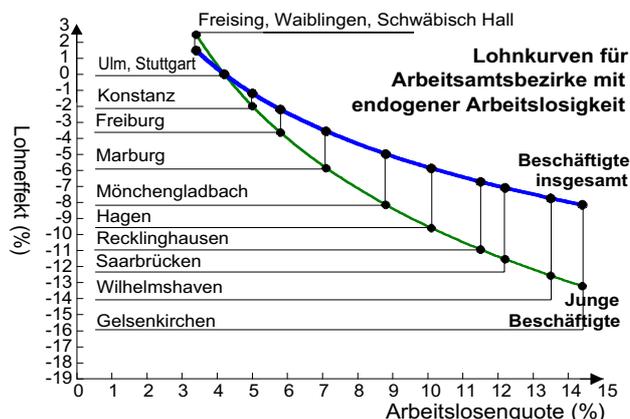
b) Untersuchungen mit Betriebsdaten sind innovativ, da sie den ursprünglichen empirischen Ansatz von Blanchflower und Oswald verlassen. Derartige Analysen sind bisher nur für die Lohnkurve in Deutschland unternommen worden, international fanden sich noch keine Nachahmungen, obwohl die Effizienzlohntheorie der Lohnkurve auf das Handeln von Betrieben abstellt, diese also durchaus eine relevante Untersuchungsebene darstellen.

Dies zeigt sich auch in den Ergebnissen. Während J. Wagner (1996) mit Betriebsdaten der amtlichen Statistik keine Lohnkurve fand, was wohl auf die geringe Anzahl kontrollierter Drittvariablen zurückzuführen ist, ermittelten Bellmann und Blien (1996, 2001) in einem Mehrebenenmodell auf der Grundlage von Daten des IAB-Betriebspa-

Abbildung 3: Relative Lohnkurve in Westdeutschland 1980–90 (nach Baltagi, Blien 1998)

gemäß Modell mit endogener Arbeitslosigkeit, Schätzung nach Keane/Runkle, alle Beschäftigte & nur Beschäftigte unter 31 Jahren

Einige Arbeitsamtsbezirke sind mit Werten für 1989 beispielhaft eingetragen



nels den ‚klassischen‘ hochsignifikanten Effekt von $-0,1$. Dabei wird eine Reihe von Drittvariablen kontrolliert, die auf der Betriebsebene wichtig und für die Lohnbildung bedeutsam sind (z. B. die technologische Ausstattung eines Betriebs). Umgekehrt ist es allerdings nicht möglich, die Zusammensetzung einer betrieblichen Belegschaft so detailliert aufzunehmen wie mit Daten für individuelle Beschäftigte.

Die Analysen für Betriebe lösten eine kleine Debatte aus. Gerlach und Klodt (1997) argumentierten in einer Analyse mit Daten des Hannoveraner Firmenpanels, dass der Effekt nur für Kleinbetriebe auftreten würde. Entsprechende Differenzierungen bei Bellmann und Blien (1997) ergaben jedoch auch für Großbetriebe relativ starke und signifikante Effekte.

Der Unterschied im Lohneffekt der Arbeitslosigkeit zwischen Daten für Arbeitskräfte und für Betriebe ist erart auffällig, dass hier unbedingt eine weitere Untersuchung mit dem LIAB, dem Linked Employer-Employee Datensatz des IAB aus Betriebspanel und Beschäftigtenstatistik durchgeführt werden sollte, um eine Klärung zu erreichen. Ansonsten ist das Bild für die Bundesrepublik Deutschland (West) einigermaßen konsistent: Eine Lohnkurve existiert, sie ist aber hier ein eher langfristiges Phänomen und sie ist flacher als in den angelsächsischen Ländern.

c) Untersuchungen für spezielle Gruppen von Arbeitskräften: Nachdem einige prinzipielle Ergebnisse zur Lohnkurve vorlagen, wurden weitere Untersuchungen zu der Betroffenheit von Teilgruppen von Arbeitskräften durchgeführt. Blien/Mederer (1998), sowie Blien/Mavromaras/Rudolph (1998) zeigen, dass ein Teil des Lohndifferentials von Männern und Frauen auf regionale Arbeitsmarktunterschiede, die zur Lohnkurve in Beziehung stehen, zurückgeführt werden kann.

Allerdings treten bei geschlechtsspezifischen Lohnkurven eine Reihe von Effekten auf, die noch nicht geklärt sind: Einerseits kann erwartet werden, dass Frauen durch ihre häufig stärkere Bindung an Familie und Kinder weniger auf regionale Lohn- und Arbeitslosigkeitsunterschiede reagieren können als Männer; ihre Mobilität richtet sich in höherem Maße danach, dass ihre Partner vorteilhafte Bedingungen vorfinden. Dies spricht für einen stärkeren Lohnkurveneffekt bei weiblichen Arbeitskräften als bei männlichen, da sie den Bedingungen des regionalen Arbeitsmarkts schlechter durch Mobilität entgehen können. Andererseits werden viele Frauen bei ungünstigen Bedingungen überhaupt ganz aus dem Arbeitsmarkt austreten. Dies spricht dafür, dass sie weniger auf den Druck der Arbeitslosigkeit reagieren (müssen). Die bisher vorliegenden Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland sind nicht eindeutig, so dass nicht klar ist, ob Männer oder Frauen stärker betroffen sind. Modelle ohne Kontrolle der Endogenität der Arbeitslosigkeit ergeben stärkere Effekte für Frauen (anders in Großbritannien, vgl. Blanchflower/Oswald 1994b: 1031), mit Kontrolle der Endogenität sind die Wirkungen für Männer stärker (siehe Anhangtabelle A1 sowie Baltagi/Blien 1998).

Weitere Subgruppen von Beschäftigten wurden in Blien (2001) unterschieden, wo auch umfangreiche methodische Tests vorgenommen wurden (siehe die Anhangtabelle A1 für einen Überblick und Abbildung 3 für den Fall junger Beschäftigter). Danach haben vor allem jüngere Arbeitskräfte und nicht formal qualifizierte Personen die Last der Anpassung auf dem Arbeitsmarkt zu tragen. Blanchflower/Oswald (1994b) fanden für Großbritannien parallele Ergebnisse. Die bisher für die Bundesrepublik Deutschland vorgestellten Resultate betrafen alle den Westen der Republik, es liegen jedoch auch für den Osten Untersuchungen vor.

d) Zur Lohnkurve in Ostdeutschland haben Pannenberg/Schwarze (1996, 1998) die Analysen mit Pioniercharakter durchgeführt. Sie fanden nur dann einen Effekt, wenn sie die Teilnehmer an arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen in die Arbeitslosigkeit einschlossen, also eine Unterbeschäftigungsquote als unabhängige Variable nahmen.

Insgesamt liegen für Ostdeutschland gegensätzliche Befunde vor. In manchen Untersuchungen ergaben sich starke Effekte der Arbeitslosigkeit, in anderen keine. Die Probleme werden verständlich, wenn man bedenkt, dass sich zumindest zu Beginn der neunziger Jahre die Frage stellte, ob die Theorie der Lohnkurve überhaupt sinnvoll angewendet werden kann. Kurz nach der Vereinigung waren die Erwartungen der ostdeutschen Arbeitskräfte noch nicht an die Verhältnisse kapitalistischer regionaler Ökonomien angepasst. Erwartet und durchgesetzt wurden vielmehr Lohnsteigerungen unabhängig von der Arbeitsmarktlage. Zu dieser Zeit liefen Transformationsprozesse ab, die nicht gerade als typisch für andere Länder, für die die Lohnkurve untersucht worden war, betrachtet werden können. Es dauerte, bis sich die Erwartungen und Erfahrungen der Wirtschaftssubjekte anpassen konnten, dies ist nicht ungewöhnlich in Transformationsländern (Engerer/Voigt 2002).

Außerdem stellen sich für die Untersuchungen zur Lohnkurve einige methodische Probleme. In den ersten zum Thema vorgelegten Untersuchungen war die Untersuchungsperiode naturgemäß vergleichsweise kurz. Zweitens haben sich die Regionaleinheiten seit der Wende ständig geändert. Um zu einer konsistenten Datenbasis zu gelangen, muss mit Umschätzungen gearbeitet werden, die dazu führen, dass Unschärfen auftreten und kausale Effekte schwerer zu finden sind. Drittens ist die Arbeitslosigkeit allgemein sehr hoch und es ist entsprechend schwieriger, den Effekt der regionalen Unterschiede zu identifizieren. Berücksichtigt man diese Probleme, sprechen die bisher vorliegenden Ergebnisse (siehe Baltagi/Blien/Wolf 2000, Elhorst/Blien/Wolf 2002) überwiegend für die Existenz einer flachen Lohnkurve, die möglicherweise von jener im Westen nicht verschieden ist. Blanchflower (2000) fand jedoch für Ostdeutschland eine Lohnkurve mit einem dem „empirischen Gesetz“ entsprechenden Koeffizienten.

e) ‚Gesamtdeutsche‘ Analysen: Es ist heute möglich, eine Lohnkurve für den gemeinsamen Arbeitsmarkt West- und Ostdeutschlands zu schätzen. Da das Lohnniveau nach

Beschäftigtenstatistik in Ostdeutschland seit 1996 relativ stabil um rund 25 % niedriger ist als in Westdeutschland (vgl. Blien/Maierhofer/Vollkommer/Wolf 2003 und Blien/Haas/Wolf, im vorliegenden Heft, Abschnitt 2), und die Arbeitslosigkeit etwas mehr als doppelt so hoch, kann erwartet werden, dass der Gegensatz der beiden Landesteile das Ergebnis insoweit prägt, als eine große Wirkung der Arbeitslosigkeit folgt.

Tatsächlich ist die einzige bekannte integrierte Analyse mit einer Datenbasis, die beide Landesteile simultan umfasst, von Blien und Phan (2003) unternommen worden. Hier wurde die Regionalversion der IAB-Beschäftigtenstichprobe mit Daten für den Zeitraum 1993–97 verwendet. In der Analyse erscheint die Aufnahme von Regionaleffekten als unverzichtbar, da institutionelle Unterschiede zwischen Ost und West wichtig sind und die betrachtete Periode von Lohnsteigerungen speziell in Ostdeutschland geprägt war. Die mit fixen Effekten geschätzte Lohnelastizität im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit beträgt $-0,09$, unterscheidet sich also nur sehr wenig von der Vorhersage des ‚ehernen Lohnkurvengesetzes‘. Werden zufällige Effekte verwendet, ergibt sich eine Elastizität von $-0,217$. Dabei handelt es sich jeweils um einen „gemischten“ Effekt innerhalb von Ost- und Westdeutschland sowie zwischen den Landesteilen.

Damit ist unter inhaltlichem Gesichtspunkt zu folgern, dass die seit Mitte der neunziger Jahre festzustellende Stabilität der Lohndifferenz zwischen Ost- und Westdeutschland auf die hohe Differenz der Arbeitslosenquoten zurückgeführt werden kann. Oftmals wurde in der öffentlichen und in der wissenschaftlichen Diskussion beklagt, dass die Löhne in Ostdeutschland zu hoch wären, um die Arbeitslosigkeit abzubauen zu können. Hier erweist sich die gesamtwirtschaftliche Lohnreaktion auf die Arbeitslosigkeit jedoch als vollständig ‚normal‘, insofern sie den Standards aus anderen Ländern entspricht.

f) Dynamische Analysen: Fasst man die Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland zusammen, so ergibt sich eine Lohnkurve, die jedoch vor allem langfristiger Natur zu sein scheint. Damit stellt sich überhaupt die Frage, wie Anpassungsprozesse auf dem Arbeitsmarkt ablaufen, Verbindungen zur Phillipskurve sind relevant. Dazu hatten wiederum Blanchflower und Oswald (1994b) eine Untersuchung vorgelegt, in der Gleichung (6) geschätzt wurde. Dabei handelt es sich um eine normale Lohnkurvengleichung mit dem Logarithmus des Vorjahreslohns als zusätzlicher unabhängiger Variablen. Der für diese Variable $\ln W_{r(t-1)}$ ermittelte Koeffizient γ war jedoch nicht signifikant von Null verschieden. Blanchflower und Oswald interpretierten dieses Ergebnis als empirische Kritik an einer Reformulierung der Lohnkurvenbeziehung als Phillipskurve. In der Arbeit von Blanchard/Katz (1997) für die USA war γ hingegen nahe Eins. Wie die Diskussion im methodischen Teil des vorliegenden Artikels unter Abschnitt 3d gezeigt hat, würde dies eher für eine Phillipskurve sprechen. Rechnet man allerdings die langfristige Elastizität auf der Grundlage der Ergebnisse aus, so ergibt sich ein unrealistisch hoher Wert.

In den Studien von Pannenberg/Schwarze (2000) und von Büttner (1999b) für den deutschen Arbeitsmarkt wurde ein wiederum anderes Ergebnis erzielt. Zwar war der Koeffizient γ der verzögerten endogenen Variablen $\ln W_{r(t-1)}$ nicht Eins. In diesem Fall hätte sich die erweiterte Lohnkurve (6) zu einer Gleichung für eine regionale Phillipskurve umformen lassen, indem $\ln W_{r(t-1)}$ auf die linke Seite gebracht wird. γ war ungefähr 0,3 (Pannenberg/Schwarze) bzw. 0,4 (Büttner), so dass die Gleichung zusätzlich zu der Lohnkurve auch einen kurzfristigen Anpassungsprozess beschreibt. Die Arbeitslosigkeit beeinflusst nicht nur das Lohnniveau, sondern auch die Lohnentwicklung.

Das Ergebnis für die Bundesrepublik ist konsistent mit der hier vorgetragenen Ansicht, dass die Lohnkurve im kontinentaleuropäischen Fall eher längerfristige, wenn auch temporäre Gleichgewichte beschreibt. Diese werden durch einen Anpassungsprozess ergänzt, der im Fall der USA viel kräftiger verläuft. Blanchflower/Oswalds (1994b) Ergebnis für Großbritannien fällt allerdings aus diesem Interpretationsrahmen heraus.

Die zuletzt dargestellten Untersuchungen sind von besonderem Interesse, als sie eine enge Brücke von der Phillipskurve, d. h. einem makroökonomischen Zusammenhang, zum Verhalten einzelner Wirtschaftssubjekte schlagen. Insoweit wäre eine Fortsetzung und Variation dieses Ansatzes wichtig.

6 Fazit

Nach über einem Jahrzehnt internationaler Forschung über die Lohnkurve kann man sicher sein, dass die Lohnkurvenbeziehung zwischen regionaler Arbeitslosigkeit und Entlohnung Realität ist: Je höher die Arbeitslosigkeit, desto niedriger ist das Lohnniveau. Allerdings hat sich die Hoffnung nicht bestätigt, hier ein universelles Gesetz aufgefunden zu haben, das sogar die Größe der Wirkung (der Elastizität) als konstant einschließt. Institutionelle Unterschiede zwischen den Volkswirtschaften bewirken, dass die Effekte spezifisch ausfallen und in den angelsächsischen Ländern relativ stark sind.

Nach den vorliegenden Ergebnissen repräsentiert die Lohnkurve temporäre Gleichgewichte im Rahmen längerfristiger Anpassungsprozesse. Wie schnell diese Prozesse ablaufen, hängt wiederum von der institutionellen Struktur der jeweiligen Länder ab. Da die Mobilität der Arbeitskräfte relativ niedrig ist, besteht die Lohnkurve in Deutschland länger fort als in den USA. Die Unterscheidung der Fristigkeit der aufgefundenen Effekte ist ein wichtiges Ergebnis der hier vorgelegten zusammenfassenden Analyse.

Der festgestellte Lohneffekt der Arbeitslosigkeit wird in den Standardansätzen der Volkswirtschaftslehre unter dem Gesichtspunkt des Arbeitsmarktausgleichs begrüßt werden. Basierend auf der „Neuen Regionalökonomie“ finden sich jedoch auch theoretische Argumente, mit denen bezweifelt werden kann, dass über den Lohneffekt ein Ausgleich stattfindet.

Tabelle 2: Empirische Ergebnisse zur Lohnkurve in der Bundesrepublik

Die Angaben beziehen sich auf Untersuchungen für Westdeutschland, wenn nicht anders beschrieben

* signifikant auf dem 95%-, ** auf dem 99%-Niveau

Untersuchung	Regional-einheiten	Daten Individualdaten, wenn nicht anders angegeben	Elastizität Lohn/Arbeits- losigkeit	Fixe Effekte/ Modelltyp
Jakoby (1990)	Kreise	Beschäftigtenstatistik 1982 (2%-Stichprobe)	linear: -0,0053**	nein
Gerlach/Wagner (1995); Wagner (1994a)	Bundesländer	SOEP 1984 – 90	-0,060 -0,049**	ja nein
Blanchflower/ Oswald (1994a)	Bundesländer	ALLBUS 1986 – 91	-0,260** bzw. -0,130 geschl.spezif. Quoten	ja ja
Blien (1995a)	Bundesländer	IAB-Beschäftigten- stichprobe 1989	-0,040** -0,046**	nein zufällige Effekte (Mehr-Ebenenmodell)
Blien (1995b)	Kreise	IAB-Beschäftigten- stichprobe 1989	-0,045** -0,043**	nein zufällige Effekte (Mehrebenenmodell)
Blanchflower/ Oswald (1996)	Bundesländer	SOEP 1984 – 94	-0,062** -0,039** geschl./altersspez. Qu.	ja nein
Bellmann/ Blien (1996, 2001)	Kreise	IAB-Betriebspanel (1993-1995)	-0,102** -0,102**	nein zufällige Effekte (Mehrebenenmodell)
Wagner (1996)	Raumordnungs- regionen (16 in Niedersachsen)	Betriebsdaten 79-90 ~16.600 Beob. (gewerbl. Arbeitnehmer)	+0,017 -0,012	ja nein
Rendtel/Schwarze (1996)	Raumordnungs- regionen	SOEP 1985/89/93 nur Männer	Kleine Elastizität <0, für u <-10 % >0, für u >-11 %	Varianz- komponenten- modell
Schwarze (1996)	Raumordnungs- regionen	Aggregatdaten 1985/89	-0,002 -0,027	zufällige fixe Effekte
Büttner (1996)	Kreise	Beschäftigtenstatistik Aggregatdaten 87-93	0,015 -0,017**	nein ja - Modell mit räuml. Autokorr.
Möller (1996)	Bundesländer	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung	im Zeitablauf wech- selnde negative Elastizitäten	Dynamisches Anpassungs- modell
Pannenberg/ Schwarze (1996)	Arbeitsamts- bezirke in Ostdeutschland	SOEP 92-94	-0,04 -0,10 Einschl. Fortbildungsm.	ja (zufällige ja Effekte für Personen)
Gerlach/ Klodt (1997)	Kreise Niedersachsen	Hannoveraner Firmenpanel	-0,378** Kleinbetriebe -0,042 größere Betriebe	nein nein
Bellmann/ Blien (1997)	Kreise	IAB-Betriebspanel (1993-1995)	-0,103* -0,119** -0,126**	nein, Betrieb < 20 Besch. nein, 19<B. >499 Besch nein, Betrieb >499 Besch.
Baltagi/ Blien (1998)	Arbeitsamtsbezirke	IAB-Beschäftigtenstich- probe 1980-89 aggregiert	-0,011 -0,069**	ja ja, Arbeitslosigkeit endogen
Pannenberg/ Schwarze (1998)	Arbeitsamts- bezirke in Ostdeutschland	SOEP 92-94	-0,14** -0,53** einschl. Fortbildungs- maßnahmen	ja (zufällige Effekte ja für Personen) 2. Modell SLS

Untersuchung	Regional-einheiten	Daten Individualdaten, wenn nicht anders angegeben	Elastizität Lohn/Arbeitslosigkeit	Fixe Effekte/ Modelltyp
Büttner/ Fitzenberger (1998)	Kreise, etwas aggregiert	IAB-Beschäftigtenstichprobe (Regionalfile)	Lineare Spezifikation wechselnde, absolut große Elastizitäten	Quantilsregression
Büttner (1999b, vgl. 1999a)	Kreise	Beschäftigtenstatistik Aggregatdaten 87-93	-0,015** -0,023* ¹⁾	ja ja (dynamische Spez. GMM-Schätzung)
Pannenberg/ Schwarze (2000)	Raumordnungsregionen	Statistik des Prod. Gew. Aggregatdaten 90-94	-0,03** -0,04** ¹⁾	ja ja (dynamische Spez. GMM-Schätzung)
Baltagi/ Blien/ Wolf (2000)	Kreise in Ostdeutschland	Beschäftigtenstatistik 1993-1998	-0,028** -0,152**	Nein ja Arbeitslosigk. endogen
Blanchflower (2000)	Länder in Ostdeutschland	ISSP 1990-95	-0,11** -0,10**	nein ja
Blien (2001, vgl. Anhang-Tabelle A1)	Arbeitsamtsbezirke	IAB-Beschäftigtenstichprobe 1980-89	-0,031** -0,022* -0,048**	nein zufällige Effekte (IGLS) ja (& fixe Eff. für Pers.)
Elhorst/ Blien/ Wolf (2002)	Kreise in Ostdeutschland	Beschäftigtenstatistik 1993-1999	-0,041** -0,006 -0,064**	nein ja ja (2SLS)
Longhi/ Nijkamp/ Poot (2002)	Kreise	Beschäftigtenstatistik mit einigen Kontrollvar. aggregiert	-0,009* -0,024** -0,033**	ja ja (2SLS) ja (2SLS räuml. Auto korr.)
Büttner, Fitzenberger (2003)	Kreise	IAB-Beschäftigtenstichprobe 1985-97, nur männliche Arbeiter	-0,015** -0,019**	ja, erste Differenzen ja, erste Diff., (2SLS)
Blien/ Phan thi Hong (2003)	Kreise	IAB-Beschäftigtenstichprobe 1987-97 gesamtdeutsch 1993-97 (3. und 4. Modell)	-0,014** -0,041** -0,217** -0,092**	ja nein zufällige Effekte ja
Nijkamp/ Poot (2001) ²⁾			-0,05 (West) -0,09 (Ost)	Metaanalyse

¹⁾ In den dynamischen Spezifikationen nach Gleichung (6) beschreibt der Koeffizient der Arbeitslosenquote den kurzfristigen Anpassungsprozess, die langfristigen Effekte können jedoch berechnet werden und wurden in der Tabelle angegeben.

²⁾ Metaanalyse für die Bundesrepublik mit den Untersuchungen von Blanchflower und Oswald (1994a), Wagner (1994), Baltagi, Blien (1998), Pannenberg und Schwarze (1998) sowie Baltagi, Blien, Wolf (2000)

Auf jeden Fall impliziert die Lohnkurve starke regionale Disparitäten: Regionen, die von hoher Arbeitslosigkeit negativ betroffen sind, werden ein zweites Mal mit einem niedrigeren Lohnniveau benachteiligt. Die Erwerbschancen der dort lebenden Arbeitskräfte verschlechtern sich entsprechend und die Steuer- und Beitragseinnahmen von Staat und Sozialversicherung sind aus zwei Gründen relativ niedrig: Einmal wegen der Arbeitslosigkeit bzw. wegen der damit verbundenen relativ niedrigen Erwerbsquote, zum anderen wegen der niedrigen Löhne.

In West- und Ostdeutschland jeweils für sich genommen ist der Lohneffekt der Arbeitslosigkeit deutlich schwächer als in anderen Ländern, aber gleichwohl gut nachweisbar. Dies ist das Ergebnis, das eine größere Anzahl empirischer Studien mit modernen ökonomischen Methoden erbracht hat, in denen viele Aspekte des Lohnkur-

venzusammenhangs untersucht wurden. Die relativ geringe Differenzierung der Löhne innerhalb der beiden Landesteile ist vor allem auf institutionelle Besonderheiten des deutschen Arbeitsmarktes zurückzuführen. Das deutsche System der Tarifverträge, die für Branchen gelten und relativ wenig regionale Unterschiede vorsehen, impliziert nur eine flache Lohnkurve.

Man kann jedoch nicht bei separaten Analysen für Ost- und Westdeutschland stehen bleiben. Zusätzlich muss die Stabilität des Lohnunterschiedes zwischen West und Ost vor allem auf die Wirkung der im Osten viel höheren Arbeitslosigkeit zurückgeführt werden. Eine integrierte ‚gesamtdeutsche‘ Analyse zeigt, dass eine gemeinsame Lohnkurve für beide Landesteile eine höhere Elastizität aufweist, die selbst hinter jener angelsächsischer Länder nicht zurückbleibt.

Anhang

Anhangtabelle A1: Verschiedene Spezifikationen in Mehrebenenmodellen für den Einfluss der regionalen Arbeitslosigkeit nach Arbeitsamtsbezirken und Bundesländern für 1981–1990 auf das Lohnniveau

Abhängige Variable: Logarithmus des Tageslohns

Quelle: Berechnungen mit Daten der IAB-Beschäftigtenstichprobe und der Arbeitslosenstatistik nach Blien (2001, Kapitel 10)

Population	Modell-Spezifikation	Modell Nr.	Regional-einheit	Koeffizient Ln(Arbeitslosenquote)	t- oder z-Wert	Anzahl Beobachtungen	Schätz-methode
Alle Beschäftigte	RE für AABez	1	AABez	-0,0133	1,32	40852	GLS
Männl. Beschäft.	RE für AABez	2	AABez	-0,0284*	2,48	24023	GLS
Weibl. Beschäftigte	RE für AABez	3	AABez	-0,0419*	2,24	12637	GLS
Unter 31Jahre	RE für AABez	4	AABez	-0,0976**	6,62	13841	GLS
Über 30 Jahre	RE für AABez	5	AABez	0,0041	0,34	22819	GLS
Ohne Ausbildung	RE für AABez	6	AABez	-0,0641**	3,65	10075	GLS
Mit Ausbildung	RE für AABez	7	AABez	0,0128	1,21	24507	GLS
Alle	Pooled Regress.	8	AABez	-0,0309**	7,16	40852	OLS
Alle	Pooled Regress.	9	Länder	-0,0234**	4,51	40852	OLS
Alle	FE für Länder	10	Länder	-0,0019	0,09	40852	OLS
Alle	FE für AABez	11	AABez	0,0131	0,41	40852	OLS
Weibl. Beschäftigte	FE für AABez	12	AABez	-0,0178	0,55	12637	OLS
Männl. Beschäft.	FE für AABez	13	AABez	-0,0089	0,55	24023	OLS
unter 31 Jahre	FE für AABez	14	AABez	-0,0775**	2,80	13841	OLS
Ohne Ausbildung	FE für AABez	15	AABez	-0,0568	1,71	10075	OLS
Alle	FE für AABez/ RE f. Besch.	16	AABez	0,0009	0,09	40852	GLS
Weibliche Beschäftigte	FE für AABez/ RE f. Besch.	17	AABez	-0,0379	1,79	12637	GLS
Männliche Beschäftigte	FE für AABez/ RE f. Besch.	18	AABez	-0,0002	0,02	24023	GLS
unter 31 Jahre	FE für AABez/ RE f. Besch.	19	AABez	-0,0259	1,10	40852	GLS
Ohne Ausbildung	FE für AABez/ RE f. Besch.	20	AABez	-0,0456*	2,21	10075	GLS
Alle ¹⁾	FE für Besch.	21	AABez	-0,1169**	8,88	40852	LSDV
Alle ¹⁾	FE für AABez/ FE für Besch.	22	AABez	-0,0476**	3,04	40852	LSDV
Alle ²⁾	RE für AABez/ RE f. Besch.	23	AABez	-0,0243	1,81	40852	CIGLS
Alle ²⁾	RE für AABez	24	AABez	-0,0103	0,86	40852	CIGLS
Alle ²⁾	RE für AABez.	25	AABez	-0,0215*	1,79	40852	IGLS
unter 31 Jahre ²⁾	RE für AABez/ RE f. Besch.	26	AABez	-0,0808**	3,65	13841	CIGLS

Erläuterung

RE: Einschluß zufälliger Effekte, FE: Einschluß fixer Effekte, AABez.: Arbeitsamtsbezirke, OLS: Kleinstquadratschätzung, GLS: verallgemeinerte Kleinstquadratschätzung, IGLS: iterative verallgemeinerte Kleinstquadratschätzung, CIGLS: bedingte iterative verallgemeinerte Kleinstquadratschätzung, LSDV: OLS-Schätzung mit Abweichungen vom arithmetischen Mittel

Bei den Analysen für Teilgruppen wurden alle Teilzeitbeschäftigte ausgeschlossen

Folgende exogene Variable wurden zusätzlich kontrolliert (Zahl der Kategorien in Klammern): Geschlecht (2), Berufserfahrung, Berufserfahrung quadr., Staatsangehörigkeit (2), Familienstand (2), Stellung im Beruf (8), Wirtschaftszweig (16), Berufsgruppe (13), Qualifikationsniveau (7), Betriebsgröße (9), Regionstyp (10), Periode (10), mit folgenden Ausnahmen:

¹⁾ Nur mit den Dummies für das Jahr und den Gebietstyp

²⁾ Geringfügig abweichende Zusammenfassung der Berufe und Wirtschaftszweige

* signifikant auf dem 95%, ** auf dem 99% Niveau

Ein regionalisiertes Effizienzlohnmodell zur Begründung der Lohnkurve

Die Diskussion der Theorie der Lohnkurve ergab eine Präferenz zugunsten von Effizienzlohnansätzen als Begründung des inversen Zusammenhangs von Entlohnung und Arbeitslosigkeit. Hier wird ein anderes Modell vorgeschlagen als das bekannte von Shapiro und Stiglitz (1984). In diesem „shirking-Modell“ war die Leistungsintensität ein Informations-, hier ist sie ein Durchsetzungsproblem für die Firma. Dahinter steht das in westlichen Marktwirtschaften geltende Faktum, dass die Leistungsintensität i. d. R. nicht im Arbeitsvertrag festgelegt ist. Demgemäß ist nicht auszuschließen, dass die Firmen hinreichend über die Intensität der Arbeit der Beschäftigten informiert sind. Sie können jedoch eine unprofitable Leistungsintensität nur sehr schwer vor Gericht einklagen (vgl. Wagner/Jahn 2004). Auch die im Rahmen der Modelle von Shapiro und Stiglitz und Blanchflower und Oswald getroffene Annahme, dass die Leistungsintensität nur zwei Werte – Null oder Eins – annehmen kann, erscheint als zu restriktiv. Ist unter den Bedingungen offener Arbeitsverträge das erforderliche Leistungsniveau nicht exakt angebar, kann nicht gesagt werden, wann die Normalleistung erreicht wird.

Statt ein Effizienzlohnmodell zu verwenden, das in der Tradition von Shapiro und Stiglitz argumentiert, wird hier auf die Pionierarbeit von Schlicht (1978) zurückgegriffen. Allerdings war das Modell von Schlicht nicht auf die Leistungsintensität abgestellt, sondern auf die Sicherung der Qualifikation einer Belegschaft. Hier wird das Modell so abgeändert, dass es zur Erklärung des Lohnniveaus auf regionalen Arbeitsmärkten geeignet ist. Eine Funktion, die die Intensität der Leistung beschreibt, nimmt dabei die entscheidende Schnittstelle ein:

$$\tilde{A}_i = \tilde{A}_i \left(\frac{W_j}{W^e}, \frac{U_r}{U^e} \right) \text{ oder: } A_i = A_i \left(\frac{W_j}{W^e}, U_r \right), \quad (1)$$

mit $\frac{\partial A_i}{\partial W_j} > 0$, $\frac{\partial A_i}{\partial U_r} > 0$, $\frac{\partial^2 A_i}{\partial W_j^2} < 0$, $\frac{\partial^2 A_i}{\partial U_r^2} < 0$, $\frac{\partial^2 A_i}{\partial U_r \partial W_j} < 0$

Die Leistungsintensität A eines individuellen Arbeiters i hängt ab vom Lohnniveau W_j in der Firma j relativ zu einem externen, nicht regional variierenden Lohnniveau W^e und der Arbeitslosigkeit U_r in der betreffenden Region r , relativ zu einer externen Arbeitslosigkeit U^e . Diese wird im Folgenden allerdings zunächst als fixer Parameter behandelt, darum die vereinfachte Version der Funktion A zugrunde gelegt. Die Arbeitskräfte i werden zunächst als immobil und über alle Regionen hinweg identisch angenommen. Von den ebenfalls immobilen Firmen wird vorausgesetzt, dass sie sich zwischen den Regionen unterscheiden, jene einer Region jedoch identisch sind. In jeder Region wird ein spezifisches Produkt hergestellt, das einen bestimmten Marktpreis hat. Der Gewinn einer repräsentativen Firma einer bestimmten Region wird durch folgende Gleichung angegeben:

$$G_{jr} = P_r Y_{jr}(A_i N_{jr}) - W_{jr} N_{jr} \quad (2)$$

Um den Gewinn zu maximieren, wählen die Firmen entsprechende Werte für N_{jr} und W_{jr} . Die beiden Bedingungen für das Gewinnmaximum sind:

$$\frac{\partial G_{jr}}{\partial N_{jr}} = P_r Y_{jr}' A_i - W_{jr} = 0, \quad \text{bzw.} \quad (3)$$

$$\frac{\partial G_{jr}}{\partial W_{jr}} = P_r Y_{jr}' \frac{\partial A_i}{\partial (W_{jr}/W^e)} \frac{1}{W^e} - N_{jr} = 0 \quad (4)$$

Daraus folgt:

$$\frac{\frac{\partial A_i}{\partial (W_{jr}/W^e)}}{\frac{A_i}{W_{jr}/W^e}} = 1 \quad (5)$$

Die Elastizität der Leistung im Hinblick auf den relativen Lohn muss gleich 1 sein. Für die Firma lohnt es sich mit anderen Worten, den Lohn so lange zu erhöhen, wie sie dadurch überproportionale Leistungssteigerungen realisieren kann. Ist der Lohnreiz generell zu schwach, dass diese Bedingung überhaupt jemals eintreten würde, so müssten die Beschäftigten im Rahmen des Modells die Leistungsintensität $A = 0$ zeigen. Dies könnte man auch als jenes Leistungsniveau interpretieren, das sich an den vor Gericht einklagbaren Minimalanforderungen orientiert. Durch Aggregation über Arbeitskräfte und Firmen in einer Region ergibt sich eine Lohnkurve:

$$W_r(U_r) = \frac{W^e A(U_r)}{\partial A(U_r) / \partial (W_r/W^e)} \quad (6)$$

Die Lohnkurve hat den erwarteten Verlauf. Sie ist im allgemeinen Fall nichtlinear und fallend, wie formal gezeigt werden kann (vgl. die Originalquelle von Schlicht oder Blien 2001, Kapitel VI.3). Allerdings ist damit die Analyse noch nicht zu Ende, da der externe Lohn W^e und die externe Arbeitslosenquote U^e noch nicht genau definiert wurden.

In Schlichts ursprünglichem Modell war W^e einfach der firmenexterne Lohn, der in der Ökonomie allgemein bezahlt wird. Ein besonderes regionales Lohnniveau kam nicht vor. In diesem Modell ergibt sich folgende Dynamik, die auch formal analysiert wird und hier kurz verbal zusammengefasst sei. Beginnend mit einer Vollbeschäftigungssituation (d. h. $U = 0$) bemühen sich die Firmen, den externen Lohn zu übertreffen, um Leistungsanreize zu bieten (also $W_j > W^e$). Analoges Verhalten für alle Firmen führt jedoch lediglich zu global steigenden Löhnen. Dies wiederum verteuert die Arbeitskräfte und erhöht das Interesse der Firmen an Rationalisierungsinvestitionen. Grenzbetriebe können dem Druck nicht standhalten und scheiden aus dem Markt aus. Entlassungen und Arbeitslosigkeit sind die Folge, während die Löhne nicht gesenkt werden, um den Leistungsanreiz nicht zu zerstören. Die sich entwickelnde Arbeitslosigkeit reduziert jedoch die Notwendigkeit für die Firmen, die Löhne über Marktniveau zu halten. Bei einem bestimmten Niveau der Unterbeschäftigung U^* wird schließlich ein stabiler Zustand erreicht, da die Firmen dann Marktlöhne setzen können, d. h. es gilt: $W_j/W^e = 1$. Das Niveau der Arbeitslosigkeit bleibt dann stabil. Der Lohn, den die einzelne Firma setzt, entspricht genau dem Referenzlohn, wenn die Arbeitslosigkeit ihr gleichgewichtiges Niveau U_r^* erreicht. Hier wird jedoch ein anderer Prozess für die Entstehung von

Unterschieden der regionalen Arbeitslosigkeit verantwortlich gemacht. In Umkehrung der Kausalität des Modells von Schlicht ist Arbeitslosigkeit hier vorausgesetzt. Das regionalisierte Effizienzlohnmodell wird zur Erklärung von Lohnunterschieden verwendet.

Dazu wird angenommen, dass die Wirtschaftssubjekte, d. h. Arbeitskräfte wie Firmen, sich an einem globalen Lohnniveau W^e orientieren, das gesamtwirtschaftlich als ‚normal‘ gilt und in erster Annäherung als Durchschnittsniveau im Bund beschrieben werden kann. Die Wirtschaftssubjekte können künftige Entwicklungen nur anhand von Informationen über die Vergangenheit abschätzen, sie werden sich also an diesen Werten orientieren. Die Festlegung eines globalen Vergleichslohns für regionale Entlohnung kann darum auf folgende Weise durchgeführt werden:

$$W_t^e = \sum_{k=1}^K \lambda_{t-k} W_{t-k}^G \quad (7)$$

W^G soll hier für den tariflich vereinbarten Reallohn stehen, t gibt einen Zeitindex an, λ die Gewichte der Vergangenheit und K bestimmt den Zeithorizont der Wirtschaftssubjekte. In der Regel werden mit zunehmendem k die einzelnen λ_{t-k} schnell kleiner, da man von einem relativ ‚kurzen Gedächtnis‘ der Wirtschaftssubjekte ausgehen kann. Wichtig ist auch, dass die Summe der Gewichte $\sum \lambda_{t-k}$ nicht genau 1 sein muss, sondern z. B. etwas größer sein kann. Dies schließt einen Aufschlag durch übertarifliche Entlohnung mit ein, der ebenfalls als ‚normal‘ empfunden wird.

Da der Lohn W^e in Beziehung zu dem regionalen Lohnniveau W_r gesetzt wird, beurteilen die Wirtschaftssubjekte die Generosität bzw. Restriktivität der Entlohnung danach, wie sich das Lohnniveau des jeweiligen Betriebs im Vergleich zur Normalentlohnung im ganzen Bundesgebiet verhält. Es wird angenommen, dass alle Betriebe einer Region gleich entlohnen, da eine einzelne Firma von diesem Niveau nach unten nur um den Preis von Einbußen in der Leistungsintensität abweichen kann. Umgekehrt ist die Firma nicht genötigt, ihre Konkurrenten auf dem regionalen Arbeitsmarkt nach oben zu überbieten, sofern der von ihr bezahlte Lohn gerade die regional gegebene Arbeitslosigkeit ausbalanciert.

Dieses regionale Arbeitslosigkeitsniveau wurde oben in Gleichung (1) zum globalen Arbeitslosigkeitsniveau in Beziehung gesetzt. Dieses Verhältnis spielt eine ähnliche Rolle wie der Vergleich des regionalen Lohns mit dem globalen Niveau. Die Arbeitskräfte haben ein Interesse an der Erhaltung ihres Arbeitsplatzes, dem sie nachgehen, indem sie eine besonders hohe Leistungsintensität realisieren.

Literatur:

Akerlof, George A./Miyazaki, Hajime (1980): The Implicit Contract Theory of Unemployment meets the Wage Bill Argument. In: *Review of Economic Studies* Vol. 47, 321-338

Appelbaum, Eileen/Schettkat, Ronald (1993): Employment Developments in Industrialized Economies: Explaining Common and Diverging Trends. Discussion Papers FSI, 93-313, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung

Azariadis, Costas (1975): Implicit Contracts and Underemployment Equilibria. In: *Journal of Political Economy* 83/6, 1183-1202

Baily, M. N. (1974): Wages and Employment Under Uncertain Demand. In: *Review of Economic Studies* 41, 37-50

Baltagi, Badi H. (2001): *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester etc.: Wiley

Baltagi, Badi H./Blien, Uwe (1998): The German Wage Curve: Evidence from the IAB Employment Sample. In: *Economics Letters* 61, 135-142

Baltagi, Badi H./Blien, Uwe/Wolf, Katja (2000): The East German Wage Curve: 1993-1998. In: *Economics Letters* 69/10, 25-31

Baltagi, Badi H./Griffin, James M. (1984): Short and long run effects in pooled models. In: *International Economic Review* 25/3, 631-645

Barth, Eling/Bratsberg, Bernt/Naylor, Robin A./Raaum, Oddbjörn (2002): Explaining Variations in Wage Curves: Theory and Evidence. Memorandum 3, Department of Economics, University of Oslo

Bell, Brian/Nickell, Stephen/Quintini, Glenda (2000): Wage equations, wage curves and all that. In: *Labour Economics* 9, 241-360

Bellmann, Lutz/Blien, Uwe (2001): Wage Curve Analyses of Establishment Data from Western Germany. In: *Industrial and Labour Relations Review* 54/4, 851-863

Bellmann, Lutz/Blien, Uwe (1997): Lohnhöhe, Arbeitslosigkeit und Betriebsgröße. Eine Längsschnittanalyse mit dem IAB-Betriebspanel 1993-1995. In: *Kühl/Lahner/Wagner (1997): 255-274*

Bellmann, Lutz/Blien, Uwe (1996): Die Lohnkurve in den neunziger Jahren. Der Zusammenhang zwischen regionalen Durchschnittslöhnen und regionaler Arbeitslosigkeit in einer Mehrebenenanalyse mit dem IAB-Betriebspanel. In: *MittAB* 29/3, 467-470

Bispinck, Reinhard/WSI-Tarifarchiv (1995): *Tarifliche Lohnstrukturanalyse*. Düsseldorf

Blanchard, Olivier Jean/Katz, Lawrence F. (1997): What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment. In: *The Journal of Economic Perspectives* 11/1: 51-72

Blanchflower, David G. (2001): Unemployment, Well-being and Wage Curves in Eastern and Central Europe. *Journal of Japanese and International Economies* 15/4: 364-402

Blanchflower, David G./Oswald, Andrew J. (1996): Effizienzentlohnung und die deutsche Lohnkurve. In: *MittAB* 29/3, 460-466

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

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./Sanfey, Peter (1996): Wages, profits, and rent-sharing. In: *The Quarterly Journal of Economics*: 227-251

Blien, Uwe (2001): Arbeitslosigkeit und Entlohnung auf regionalen Arbeitsmärkten. Theoretische Analyse, ökonometrische Methode, empirische Evidenz und wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen für die Bundesrepublik Deutschland. Heidelberg: Physica

- Blien, Uwe (1996): Die Lohnkurve in den achtziger Jahren. Eine Mehrebenenanalyse mit der IAB-Beschäftigtenstichprobe. In: MittAB 29/3, 471-474
- Blien, Uwe (1995a): Die Lohnkurve von 1989. Eine Mehrebenenanalyse zum Zusammenhang von regionalen Durchschnittslöhnen und der regionalen Arbeitslosenquote. In: MittAB 28/2, 155-170
- Blien, Uwe (1995b): The Impact of Unemployment on Wage Formation. Estimating Wage Curves for Western Germany with Multilevel Linear Models. In: Gerlach/Schettkat (1995): 117-143
- Blien, Uwe/Maierhofer, Erich/Vollkommer, Dieter/Wolf, Katja (2003): Einflussfaktoren der Entwicklung ostdeutscher Regionen. Theorie, Daten, Deskriptionen und quantitative Analysen. In: Blien, Uwe (Hrsg.): Die Entwicklung der ostdeutschen Regionen. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 267. Nürnberg, 67-254
- Blien, Uwe/Mavromaras, Kostas/Rudolph, Helmut (1998): Regional Aspects of Gender Pay Differences. Paper presented at the Conference of the Applied Economics Association, Perpignan
- Blien, Uwe/Mederer, Anita (1998): Die Regionaldimension geschlechtsspezifischer Entlohnung. In: Jahrbuch für Regionalwissenschaft 18/1, 37-54
- Blien, Uwe/Phan thi Hong, Van (2003): Wage Effects of Unemployment, Paper of the IAB. Nürnberg
- Bratsberg, Bernt/Turunen, Jarkko (1996): Wage curve evidence from panel data. In: Economics Letters 51, 345-353
- Büttner, Thiess (1999a): Agglomeration, growth, and adjustment: a theoretical and empirical study of regional labour markets in Germany. Physica: Heidelberg
- Büttner, Thiess (1999b): The effect of unemployment, aggregate wages, and spatial contiguity on local wages: An investigation with German district level data. In: Papers in Regional Science 78/1, 47-67
- Büttner, Thiess (1996): Die Lohnkurve in den westdeutschen Kreisen. Eine Analyse auf der Basis regionaler Durchschnittslöhne. In: MittAB 29/3, 475-478
- Büttner, Thiess/Fitzenberger, Bernd (2003): Integrating wage bargaining into an efficiency wage model: The relationship between wages and unemployment revisited. Paper of the ZEW and the University of Mannheim.
- Büttner, Thiess/Fitzenberger, Bernd (1998): Central Wage Bargaining and Regional Wage Rigidity: Evidence from the Entire Wage Distribution. Paper presented at the European Meeting of the Econometric Society, Berlin
- Buscher, Herbert (2003): Gibt es eine Lohnkurve in den neuen Bundesländern? In: MittAB 4, im vorliegenden Heft.
- Campbell, Carl/Orszag, J. Michael (1998): A model of the wage curve. In: Economics Letters 59: 119-125
- Card, David (1995): The Wage Curve: A Review. In: Journal of Economic Literature 33/2, 785-799
- Davidson, Russell/MacKinnon, James G. (1993): Estimation and inference in econometrics. Oxford: Oxford University
- Elhorst, J. Paul (2003): The Mystery of Regional Unemployment Differentials. A Survey of Theoretical and Empirical Explanations. In: Journal of Economics Surveys 17/5, 709-748
- Elhorst, J. Paul/Blien, Uwe/Wolf, Katja (2002): New evidence on the Wage Curve. Paper presented at the Conference of the Applied Econometrics Association in Brussels
- Engerer, Hella/Voigt, Stefan (2002): Institutionen und Transformation – Mögliche Politikimplikationen der Neuen Institutionenökonomie. In: Zimmermann, Klaus (Hrsg.): Neue Entwicklungen in der Wirtschaftswissenschaft. Heidelberg: Physica, 149-215
- Franz, Wolfgang (2003): Arbeitsmarktökonomik. 5. Auflage. Berlin etc.: Springer
- Fujita, Masahisa/Krugman, Paul/Venables, Anthony J. (1999): The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade. Cambridge (Mass.), London: MIT Press
- Gerlach, Knut (1996): Einige Anmerkungen zur Lohnkurve. In: MittAB 29/3, 498-499
- Gerlach, Knut/Klodt, Thomas (1997): Lohnkurven mit Betriebsdaten für Niedersachsen. In: Kühl/Lahner/Wagner (1997): 275-296
- Gerlach, Knut/Schettkat, Ronald (1995) (Hrsg.): Determinanten der Lohnbildung. Theoretische und empirische Untersuchungen. Berlin: Edition Sigma
- Gerlach, Knut/Wagner, Joachim (1995): Regionale Lohnunterschiede und Arbeitslosigkeit in Deutschland. Ein Beitrag zur Lohnkurven-Diskussion. In: Gerlach/Schettkat (1995): 94-116
- Goldstein, Harvey (1995): Multilevel Statistical Models. Second Edition. London: Edward Arnold
- Hamermesh, Daniel. S. (1993): Labor Demand. Princeton: Princeton University
- Harris, John R./Todaro, Michael P. (1970): Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis. In: The American Economic Review, Vol. 60, 126-142
- Jakoby, Herbert (1990): Regionale Lohnstrukturen. Eine theoretische und empirische Analyse regionaler Lohnunterschiede. Frankfurt a. M., New York: Campus
- Kölling, Arndt (1998): Anpassungen auf dem Arbeitsmarkt: Eine Analyse der dynamischen Arbeitsnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Band 217. Nürnberg
- Krugman, Paul (1991): Geography and Trade. Cambridge (Mass.) etc.: MIT Press
- Kühl, Jürgen/Lahner, Manfred/Wagner, Joachim (1997) (Hrsg.): Die Nachfrageseite des Arbeitsmarktes. Ergebnisse aus Analysen mit Firmenpaneldaten. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 204. Nürnberg
- Layard, Richard/Nickell, Stephen/Jackman, Richard (1991): Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market. Oxford: Oxford University Press
- Longhi, Simonetta/Nijkamp, Peter/Poot, Jaques (2002): Contiguity and the Wage Curve. Paper presented at the European Regional Science Association (ERegional StudiesA) Conference, Dortmund
- Lucifora, Claudio/Origo, Federica (1999): Wage Differentials and Unemployment in Italy: a Regional Perspective. In: European Commission (Hrsg.): Wages and Employment
- Mairesse, J. (1990): Time series and cross-sectional estimates on panel data: Why are they different and why should they be equal? In: Hartog, Joop/Ridder, Geert/Theeuwes, Jules

- (Hrsg.): Panel data and labor market studies. Amsterdam u.a.: North-Holland, 81-95
- Montuenga, Víctor/García, Inmaculada/García, Fernández (2003): Wage flexibility: evidence from five EU countries based on the wage curve. In: *Economics Letters* 78, 169-174
- Moulton, Brent R. (1990): An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units. In: *The Review of Economics and Statistics*, 72, 334-338
- Möller, Joachim (1996): Die Lohnkurve im Rahmen eines allgemeinen regionalen Anpassungsmodells. In: *MittAB* 29/3: 479-483
- Nijkamp, Peter/Poot, Jacques (2001): Wages and unemployment in local labour markets: A meta-analytical comparison of empirical evidence regarding the wage curve. Paper presented at the Conference of the Western Regional science Association in Palm Springs, forthcoming in: *Labour Economics*
- Pannenberg, Markus/Schwarze, Johannes (2000): Wage Dynamics and Unemployment in Germany: Evidence from Regional Panel Data. In: *Labour* 14/4: 645-656
- Pannenberg, Markus; Schwarze, Johannes (1998): Labor market slack and the wage curve. In: *Economics Letters* 58, 351-354
- Pannenberg, Markus/Schwarze, Johannes (1996): Regionale Löhne und staatliche Qualifizierungsmaßnahmen: Eine erweiterte Lohnkurve für Ostdeutschland. In: *MittAB* 29/3, 494-497
- Rendtel, Ulrich/Schwarze, Johannes (1996): Schätzungen von Lohnkurven für Westdeutschland mit einem verallgemeinerten Varianz-Komponenten-Modell. In: *MittAB* 29/3, 491-493
- Rice, Nigel/Jones, Andrew/Goldstein, Harvey (1999): Multi-level models where the random effects are correlated with the fixed predictors: a Conditioned Iterative Generalised Least Squares Estimator (CIGLS). Paper of the Multilevel Models Project, London
- Sanfey, Peter (1992): *Insiders and Outsiders in Union Models: Theory and Evidence for the US and the UK*. Ph. D. Dissertation, Yale University. New Haven, CT
- Sato, Yasuhiro (2000): Search theory and the wage curve. In: *Economics Letters* 66, 93-98
- Schlicht, Ekkehart (1978): Labor Turnover, Wage Structure, and Natural Unemployment. In: *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft* 134/2, 337-346
- Schwarze, Johannes (1996): Arbeitslosigkeit, Langzeitarbeitslosigkeit und das regionale Lohnniveau. Eine Lohnkurvenschätzung für Westdeutschland mit regionalen Paneldaten. In: *MittAB* 29/3, 487-490
- Shapiro, Carl/Stiglitz, Joseph E. (1984): Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. In: *American Economic Review* 73/3, 433-444
- Siebert, Horst (1994): *Geht den Deutschen die Arbeit aus? Neue Wege zu mehr Beschäftigung*. München: Bertelsmann
- Südekum, Jens (2003a): Increasing Returns and Spatial Unemployment Disparities. Paper presented at the Conference of the European Regional Science Association, Jyväskylä. Forthcoming in: Caroleo, F.E./Destefanis, S. (Hrsg.): *Regions, Europe and the labour market. Recent problems and developments*. Cheltenham: Edward Elgar
- Südekum, Jens (2003b): Agglomeration and Regional Unemployment Disparities. Frankfurt a. M.: Peter Lang
- Wagner, Joachim (1996): Zur (Nicht-)Existenz von Lohnkurven in Deutschland: Ergebnisse aus Schätzungen mit Betriebsdaten aus der niedersächsischen Industrie. In: *MittAB* 29/3, 484-486
- Wagner, Joachim (1994): German wage curves, 1979-1990. In: *Economics Letters* 44, 307-311
- Wagner, Thomas/Jahn, Elke (2004): *Neue Arbeitsmarkttheorien*. Zweite erweiterte Auflage. Düsseldorf: Werner