

Sonderdruck aus:

# Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Joachim Möller

Die Lohnkurve im Rahmen eines  
allgemeinen regionalen Anpassungsmodells

29. Jg./1996

**3**

## **Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)**

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

### *Hinweise für Autorinnen und Autoren*

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

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

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

### **Herausgeber**

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

### **Begründer und frühere Mitherausgeber**

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

### **Redaktion**

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

### **Rechte**

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

### **Herstellung**

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

### **Verlag**

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

### **Bezugsbedingungen**

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

### **Zitierweise:**

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

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

# Die Lohnkurve im Rahmen eines allgemeinen regionalen Anpassungsmodells

Joachim Möller, Regensburg\*

Der Beitrag stellt die Lohnkurve in den Zusammenhang eines umfassenderen Modells regionaler Anpassungsvorgänge. Dem Ansatz zufolge ist zu unterscheiden zwischen Variablen, die Konvergenzeigenschaften aufweisen, und Variablen, die nach temporären Schocks dauerhaft veränderten Gleichgewichten zustreben. Die durch die Spezifikation des Modells gegebene Unterteilung wird durch eine empirische Längs-/Querschnitts-Analyse auf Ebene der Bundesländer bzw. Landesarbeitsamtsbezirke für den Zeitraum 1960 bis 1993 grundsätzlich bestätigt. Sowohl die Löhne als auch die Arbeitslosenquoten werden den konvergenten Variablen zugeordnet. Die Schätzung von Impuls-/Antwortfunktionen auf Grundlage eines vektorautoregressiven Ansatzes weist jedoch sehr hohe Anpassungsträgheiten auf. Der für die kurze und mittlere Frist gefundene Lohnbildungs-/Arbeitslosigkeits-Zusammenhang steht nicht im Gegensatz zu den Resultaten der Lohnkurvenliteratur, wobei allerdings die statistische Absicherung der Impuls-/Antwortfunktionen nur in einer von zwei Varianten der Schätzung gegeben ist.

## Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Ein regionales Anpassungsmodell
  - 2.1 Die Modellvariablen
  - 2.2 Aufbau des Modells
  - 2.3 Langfristige Gleichgewichtslösung
- 3 Empirische Analyse
  - 3.1 Die Daten
  - 3.2 Zeitreiheneigenschaften der zentralen Modellvariablen
  - 3.3 Ergebnisse vektorautoregressiver Schätzungen
- 4 Abschließende Bemerkungen

## 1 Einleitung

Wie die Pionierarbeit von David Blanchflower und Andrew Oswald (1990, 1994b) und die inzwischen große Zahl von Nachfolgestudien gezeigt haben, wird die auf theoretischen Überlegungen basierende Erwartung eines negativen konvexen Zusammenhangs zwischen regionalem Lohnniveau und Arbeitslosigkeit durch mikroökonomische Analysen gut bestätigt. Die Lohnkurve mit einer mittleren Elastizität der Löhne in bezug auf die Arbeitslosigkeit von etwa  $-0.1$  schält sich als eine bedeutende empirische Regularität heraus, robust über die Zeit und im Ländervergleich. Der Unterschied zur traditionellen Phillipskurven-Literatur liegt dabei nicht nur in der Wahl der abhängigen Variablen (Lohnniveau statt Lohnwachstumsrate), sondern insbesondere auch darin, daß die Schätzansätze eines der Hauptprobleme der Makroökonomie, die Insuffizienz von Freiheitsgraden, durch die Analyse von Mikrodaten vermeiden.

Als stilisiertes Faktum der Lohnkurven-Literatur ist grundsätzlich festzuhalten, daß überhaupt das regionale Lohnni-

veau durch Arbeitslosigkeit gedrückt wird. Dies kann als eine Equilibrierungstendenz im Sinne der neoklassischen Arbeitsmarkttheorie verstanden werden, wobei allerdings die konvexe Gestalt der Lohnkurve impliziert, daß die Stärke des Effekts mit steigender Arbeitslosigkeit abnimmt. Ein zusätzlicher Arbeitsloser, der ein bereits bestehendes großes Heer von Arbeitslosen vermehrt, übt demnach einen vergleichsweise geringeren Einfluß auf die Lohnbildung aus als ein zusätzlicher Arbeitsloser bei guter Arbeitsmarktlage. Die aus der Analyse folgenden Erkenntnisse sind nicht nur theoretisch von Interesse, sondern auch von erheblicher wirtschaftspolitischer Bedeutung. Die Lohnkurvenanalyse stellt somit zweifellos ein wichtiges Feld der Erforschung regionaler Anpassungsprozesse dar, wobei sich neue Aspekte für das Verständnis von Arbeitsmarktverläufen ergeben.<sup>1</sup>

In Anbetracht der außerordentlichen Vielfältigkeit von Lohnbildungsinstitutionen über Länder und Regionen, Unterschiede in der Gewerkschaftsmacht, in der Sektor- und Industriestruktur, der Zusammensetzung von Beschäftigten und Arbeitslosen nach demographischen und qualifikatorischen Merkmalen erscheint die von Blanchflower / Oswald ausgewiesene relative Uniformität der Lohnelastizität der Arbeitslosigkeit verblüffend. Es ist zu fragen, ob dieses Ergebnis nicht in Kontrast zu der ebenfalls aufgrund von mikroökonomischen Studien nachgewiesenen hohen Bedeutung institutioneller Bedingungen für die Lohnstruktur steht sowie der offensichtlich unterschiedlichen Persistenz regionaler und aggregierter Arbeitslosigkeit in verschiedenen Ländern (etwa im Vergleich Europa/USA). Meines Erachtens besteht in diesem Zusammenhang ebenso ein Klärungsbedarf wie in der Frage, wie sich die Lohnkurve in die Untersuchungen zur Konvergenz bzw. Divergenz der regionalen Entwicklung einordnet (z.B. Barro / Sala-I-Martin (1991) bzw. Blanchard / Katz (1992).

Ein weiteres *caveat* erscheint mir angesichts des partialanalytischen Charakters des Lohnkurvenmodells angebracht. Die Lohnkurve hat nur eine Facette in einem komplexen Muster regionaler Anpassungsvorgänge im Visier. Wird etwa unterstellt, daß eine Region von einem exogenen adversen Schock getroffen wird, der die Arbeitslosigkeit in die Höhe schnellen läßt, so sind als Folgeaktionen neben dem Lohnmechanismus in Betracht zu ziehen:

– Auswirkungen auf die Migrations- und Pendlerströme; ein Teil des Arbeitskräftepotentials wird die betroffene Region dauerhaft verlassen oder zumindest vorübergehend Beschäf-

\* Prof. Dr. Joachim Möller lehrt an der Universität Regensburg. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors.

<sup>1</sup> Blanchflower, Oswald (1994b, S. 6) weisen allerdings darauf hin, daß die Lohnkurve weniger im Sinne eines Anpassungsmechanismus zu verstehen sei (wie die Phillipskurve), sondern als ein „equilibrium locus“. Diese Sicht, die möglicherweise aus der Fokussierung der Lohnkurvenliteratur auf Querschnittsdaten zu verstehen ist, kontrastiert allerdings m.E. mit der Formulierung der Autoren, wonach die Lohnkurve die „responsiveness of workers' remuneration to the state of the labor market“ beschreibt, also doch einen Anpassungsprozeß charakterisiert.

tigungsmöglichkeiten außerhalb suchen; dieser angebotsreduzierende Effekt würde die Anpassungen erleichtern;

– Auswirkungen auf die Standortwahl von Unternehmen, da das unausgeschöpfte Arbeitskräftepotential ein Anreiz für Unternehmensansiedlungen sein könnte, so daß ebenfalls die auf den Lohnreaktionen liegende Anpassungslast reduziert würde;

– Auswirkungen auf das Partizipationsverhalten, wobei theoretisch sowohl eine Reduktion des Überschußangebots auf dem Arbeitsmarkt durch den Entmutigungseffekt (*discouraged worker effect*) als auch eine Verschärfung des Ungleichgewichts durch einen *additive worker effect* möglich ist;

– Auswirkungen auf die Preise immobilier Faktoren; eine Reduktion von Haus- und Grundstückspreisen bzw. von Mieten könnte das Potential für eine Nominallohnanpassung erhöhen, da die realen Auswirkungen geringer wären;

– Auswirkungen auf die regionale Wirtschaftspolitik.

Im folgenden Beitrag soll der in der Lohnkurvenliteratur fokussierte Lohnbildungs-/Arbeitslosigkeits-Zusammenhang in ein Modell eingebettet werden, das den angesprochenen Effekten zumindest teilweise Rechnung trägt. Berücksichtigt werden dabei die Reaktionen von Erwerbsverhalten und Migration, Kapitalmobilität und Arbeitsnachfrage.

## 2 Ein regionales Anpassungsmodell

### 2.1 Die Modellvariablen

Im folgenden soll ein dynamisches Modell regionaler Anpassungsvorgänge kurz umrissen werden.<sup>2</sup> Die Ausgangsvariablen sind die Erwerbsbevölkerung  $M_{it}$ , die Erwerbsbeteiligung (Erwerbsquote)  $Q_{it}$ , das Arbeitsangebot  $L_{it}^s$ , die Beschäftigten  $L_{it}$ , das reale Bruttoinlandsprodukt  $Y_{it}$  sowie die realen Stundenlöhne  $W_{it}$ , wobei der Index  $i$  für die Region und der Index  $t$  für den Zeitpunkt steht. Kleinbuchstaben bezeichnen im folgenden die Logarithmen der entsprechenden Variablen in Differenz zur jeweiligen Aggregatgröße, also z.B.

$$w_{it} := \log W_{it} - \log W_t, \quad (1)$$

wobei  $W_t$  das nationale Lohnniveau bezeichnet.

Definitionsgemäß gilt für die Beschäftigtenproduktivität bzw. das Pro-Kopf-Einkommen der Beschäftigten

$$v_{it} := y_{it} - l_{it}. \quad (2)$$

und für das Arbeitskräftepotential (Arbeitsangebot)

$$l_{it}^s := q_{it} + m_{it}. \quad (3)$$

Weiterhin wird als bekannte loglineare Approximation für die Arbeitslosenquote verwendet<sup>3</sup>

$$u_{it} \approx l_{it}^s - l_{it}. \quad (4)$$

Zusammen mit Gl.(3) ergibt sich für die Beschäftigung in Abhängigkeit von Erwerbsbevölkerung, Erwerbsquote und Arbeitslosenquote

$$l_{it} := q_{it} + m_{it} - u_{it}. \quad (5)$$

### 2.2 Aufbau des Modells

Unterstellt sei, daß das interregionale Wanderungsverhalten im wesentlichen durch die mittels der Arbeitslosenquote gemessenen unterschiedlichen Arbeitsmarktchancen determiniert wird. Die relative Veränderung der Erwerbsbevölkerung in Region  $i$  läßt sich dann in loglinearer Form schreiben als<sup>4</sup>

$$\dot{m}_{it} = -\mu_2 u_{it} + \varepsilon_{it}^m \quad (6)$$

wobei  $\varepsilon_{it}^m$  für exogene Einflußgrößen steht, die ebenfalls einen Einfluß auf die Migrationsentscheidung besitzen (klimatische Bedingungen, Attraktivität der Landschaft etc.).

Unter der Annahme, daß der Substitutionseffekt den Einkommenseffekt bei der Arbeitsangebotsentscheidung dominiert, tendiert die Erwerbsbeteiligung einer Region zu einem relativen Anstieg, wenn in der Region überdurchschnittliche Reallöhne gezahlt werden. Bei verhältnismäßig hoher regionaler Arbeitslosigkeit sollte die Erwerbsbeteiligung hingegen sinken. Außerdem sei davon ausgegangen, daß die Veränderung der Erwerbsbeteiligung negativ von dem bereits erreichten Niveau abhängt. Aus diesen Überlegungen resultiert:

$$\dot{q}_{it} = \gamma_1 w_{it} - \gamma_2 u_{it} - \gamma_3 q_{it} + \varepsilon_{it}^q, \quad (7)$$

wobei der Term  $\varepsilon_{it}^q$  weitere exogene Einflußfaktoren angibt, die das Erwerbsverhalten beeinflussen.

In der allgemein formulierten Lohngleichung wird ein negativer Zusammenhang zwischen der Entwicklung der Reallöhne und dem Niveau sowie der Veränderung der Arbeitslosenquote angenommen. Weiterhin wird modelliert, daß die Lohnentwicklung positiv vom Produktivitätswachstum bestimmt wird. Somit folgt

$$\dot{w}_{it} = -\lambda_1 \dot{u}_{it} - \lambda_2 u_{it} + \lambda_3 \dot{v}_{it} + \varepsilon_{it}^w, \quad (8)$$

wobei der letzte Term wiederum exogene Einflüsse auf die Lohnbildung beschreibt.

Ein relativ hohes Lohnniveau führt zu einer Verringerung der Standortattraktivität. Wird die relative Ausstattung der Region mit sonstigen harten und weichen Standortfaktoren (Verkehrslage, natürliche Ressourcen, Infrastruktur etc.) mit  $\tilde{\varepsilon}_{it}^k$  bezeichnet, so läßt sich für den Zustrom von Realkapital formulieren

$$\dot{k}_{it} = -\beta_1 w_{it} + \tilde{\varepsilon}_{it}^k. \quad (9)$$

Die dynamische Version einer log-linear approximierten Produktionsfunktion lautet

$$\dot{y}_{it} = \alpha_1 \dot{l}_{it} + \alpha_2 \dot{k}_{it}. \quad (10)$$

( $0 \leq \alpha_1, \alpha_2 \leq 1$ ) Einsetzen von Gl.(9) in Gl.(10), Subtraktion von  $\dot{l}_{it}$  auf beiden Seiten der Gleichung sowie Verwendung von Gl.(5) zur Elimination der Beschäftigungsvariable ergibt

$$\dot{y}_{it} = -(1 - \alpha_1)(\dot{q}_{it} + \dot{m}_{it} - \dot{u}_{it}) - \alpha_2 \beta_1 w_{it} + \varepsilon_{it}^k \quad (11)$$

mit  $\varepsilon_{it}^k := \alpha_2 \tilde{\varepsilon}_{it}^k$

Das Modell wird geschlossen durch eine Beschäftigungsfunktion. Bei monopolistischer Konkurrenz führt Gewinn-

<sup>2</sup> Das Modell ist eine modifizierte Variante des ausführlicher im Beitrag von Möller (1995) präsentierten Ansatzes.

<sup>3</sup> Die Arbeitslosenquote im Modell wird folglich im Gegensatz zu den anderen Variablen nicht in Logarithmen gemessen.

<sup>4</sup> Ein Punkt über einer Variablen bezeichnet die Ableitung nach der Zeit. Modellparameter werden mit griechischen Symbolen bezeichnet. Die Parameter seien positiv definiert.

maximierung der Unternehmen zu einer Funktion der Beschäftigung in Abhängigkeit von Produktion und Reallohn, die in dynamischer Version lautet:

$$\dot{l}_{it} - \dot{y}_{it} = -\sigma \dot{w}_{it} + \tilde{\varepsilon}_{it}^l, \quad (12)$$

wobei  $\sigma$  der Substitutionselastizität zwischen den Faktoren Arbeit und Kapital entspricht. Eine Umformung von Gl.(12) mit Hilfe von Gl.(2) und Gl.(11) gibt

$$(1 - \alpha_1)(\dot{q}_{it} + \dot{m}_{it} - \dot{u}_{it}) = -\sigma \dot{w}_{it} - \alpha_2 \beta_1 w_{it} + \varepsilon_{it}^l \quad (13)$$

mit  $\varepsilon_{it}^l := \tilde{\varepsilon}_{it}^l - \varepsilon_{it}^k$ .

### 2.3 Langfristige Gleichgewichtslösung

Die nähere Analyse des durch Gl.(6), Gl.(7), Gl.(8), Gl.(11) und Gl.(13) gegebenen Modells zeigt, daß das System der regionalen Anpassungsprozesse Hysterisis-Eigenschaften aufweist. Temporäre Schocks können demnach permanente Veränderungen des langfristigen Gleichgewichts nach sich ziehen. Dies wird konkret an der Gleichgewichtslösung deutlich<sup>5</sup>.

$$\begin{aligned} v_i^* &= v_{i0} - \sigma w_{i0} \\ m_i^* &= m_{i0} - \frac{(1 - \sigma \lambda_3) \mu_2}{\lambda_2} w_{i0} - \frac{\lambda_1 \mu_2}{\lambda_2} u_{i0} \\ w_i^* &= u_i^* = q_i^* = 0. \end{aligned} \quad (14)$$

Hieraus folgt, daß zwischen zwei Gruppen von Variablen zu unterscheiden ist. Das regionale Pro-Kopf-Einkommen  $v$  sowie die Erwerbsbevölkerung  $m$  weisen hysteretische Eigenschaften auf, da sie von mit dem Index 0 gekennzeichneten Ausgangswerten der Variablen abhängen. Die übrigen Variablen unterliegen hingegen der Tendenz, nach einer Störung wieder zum Ausgangsgleichgewicht zurückzustreben. In einem stochastischen Umfeld ist somit anzunehmen, daß die erste Gruppe der Variablen einem nicht-stationären (integrierten) stochastischen Prozeß folgt, die zweite Gruppe hingegen einem stationären. Diese unterschiedlichen Eigenschaften werden in Abschnitt 3.2 mit Hilfe von Einheitswurzeltests überprüft.

Der langfristige Effekt eines positiven Lohnschocks auf das Pro-Kopf-Einkommen einer Region erweist sich als eindeutig negativ, wobei die Substitutionselastizität  $\sigma$  das Ausmaß dieser Reaktion bestimmt. Sofern die Relation  $\sigma \lambda_3 < 1$  gilt, ist der Effekt einer exogenen Anhebung von  $w_{i0}$  auf die gleichgewichtige Erwerbsbevölkerung ebenfalls negativ. Der dauerhafte Bevölkerungsverlust hängt dabei positiv von dem sich im Parameter  $\mu_2$  widerspiegelnden Einfluß regionaler Arbeitslosigkeit auf das Wanderungsverhalten und negativ von der durch den Parameter  $\lambda_2$  bestimmten Reaktion der Löhne auf die relative Höhe der Arbeitslosigkeit.

### 2.4 Kurzfristige Reaktionen

Im Zusammenhang ist von besonderem Interesse, welche Reaktion der Löhne in bezug auf die Arbeitslosigkeit durch das Modell impliziert wird. Als kurzfristiger Effekt errechnet sich

$$\frac{d\dot{w}}{du} = - \frac{\lambda_2 + \lambda_1 (\gamma_2 + \mu_2)}{1 + \sigma [\lambda_1 - \lambda_3 (1 - \alpha_1)] / (1 - \alpha_1)}. \quad (15)$$

Interessanterweise ist dieser Ausdruck im Vorzeichen zunächst unbestimmt. Bei Annahme realistischer Parameterwerte für die Substitutionselastizität ( $0.5 < \sigma < 1$ ) sowie die Elastizität der Reallöhne in bezug auf die Produktivität ( $\lambda_3 \approx 1$ ) resultiert jedoch unabhängig von den übrigen Modellparametern ein negatives Vorzeichen.

Im Spezialfall  $\lambda_1 = 0$  vereinfacht sich der Ausdruck zu

$$\frac{d\dot{w}}{du} = - \frac{\lambda_2}{1 - \sigma \lambda_3}. \quad (16)$$

Demnach wird das Lohnwachstum bei Arbeitslosigkeit umso stärker gedämpft, je größer der entsprechende Parameter der Lohngleichung ( $\lambda_2$ ), die Substitutionselastizität sowie die Elastizität der Reallöhne in bezug auf die Produktivität sind. Im allgemeineren Fall (Gl.(15)) ergeben sich zusätzliche Einflüsse auf die Lohnreaktion aufgrund der durch die Arbeitslosigkeit induzierten Migrations- und Partizipationseffekte. Weiterhin hängt die Stärke der Lohnreaktion dann auch (invers) von der Produktionselastizität der Arbeit ( $\alpha_1$ ) ab.

## 3 Empirische Analyse

### 3.1 Die Daten

Die empirische Analyse beruht auf Jahresdaten im Zeitraum 1960 bis 1993 für die alten Bundesländer bzw. Landesarbeitsamtsbezirke. Um die Daten der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Länder mit den Daten der Arbeitsmarktstatistik kompatibel zu machen, wurden die Bundesländer Schleswig-Holstein und Hamburg, Niedersachsen und Bremen sowie Rheinland-Pfalz und das Saarland ebenso wie die Landesarbeitsamtsbezirke Nord- und Südbayern zusammengefaßt. Westberlin wurde wegen seiner besonderen Situation aus der Untersuchung ausgeschlossen. Insgesamt stand ein konsistenter Datensatz somit für die folgenden sieben Regionen zur Verfügung: Schleswig-Holstein/Hamburg, Niedersachsen/Bremen, Nordrhein-Westfalen, Hessen, Rheinland-Pfalz/Saarland, Baden-Württemberg und Bayern.

Aus Gründen der Datenverfügbarkeit mußte für die Variable  $M_{it}$  statt der Erwerbsbevölkerung die Wohnbevölkerung herangezogen werden. Als Beschäftigungsvariable  $L_{it}$  wurden die beschäftigten Arbeitnehmer nach dem Inlandskonzept verwendet. Die Erwerbsquote wurde als Quotient  $L_{it}/M_{it}$  berechnet. Quelle für die Ausgangszeitreihen sowie für das Bruttoinlandsprodukt in laufenden und konstanten Preisen (Basis 1991) ist die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder. Für die Lohnvariable wurden die nach Bundesländern gegliederten Bruttostundenverdienste in der Industrie aus Veröffentlichungen des Statistisches Bundesamtes eingesetzt. Zur Aggregation im Falle der Regionen SHH, NSB und RPS wurde die Beschäftigungsvariable als Gewicht benutzt. Da kein geeigneter regionalisierter Preisindex zur Verfügung steht, mußte bei der Bildung der Reallohnvariablen der implizite Deflator des Bruttoinlandsprodukts der Länder verwendet werden. Die Produktivität wurde als reales Bruttoinlandsprodukt pro beschäftigten Arbeitnehmer berechnet. Quelle für die arbeitslosen Personen (Jahresdurchschnittswerte) sind die Amtlichen Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit. Die Arbeitslosenquote wurde als Quotient von arbeitslosen und abhängigen Erwerbspersonen gebildet, wobei die letztere Größe als Summe von beschäftigten Arbeitnehmern und arbeitslosen approximiert wurde. Alle Daten gingen logarithmiert (mit Ausnahme der Arbeitslosenquote) sowie als Abweichungen vom entsprechenden Aggregatwert in die Berechnungen ein.

<sup>5</sup> Die Lösung wurde mittels der Methode zur Elimination des Rangdefizits bestimmt.

### 3.2 Zeitreiheneigenschaften der zentralen Modellvariablen

Wie im theoretischen Teil ausgeführt, impliziert das vorgestellte Modell einen stationären stochastischen Prozeß für die Abweichungen der Löhne, der Arbeitslosigkeit sowie der Partizipationsquoten von den jeweiligen Aggregatgrößen. Dies ist gleichbedeutend mit der Gültigkeit der Konvergenzthese für die entsprechenden Variablen. Für das relative Pro-Kopf-Einkommen sowie die Bevölkerungsvariable sollte hingegen ein nicht-stationärer stochastischer Prozeß erwartet werden.

Als Test zur Überprüfung der Stationaritäts-Eigenschaft von Zeitreihen wird in der Literatur häufig der Dickey-Fuller-(DF-) bzw. der Augmented-Dickey-Fuller-(ADF-)Test verwendet. Die separate Anwendung dieser Tests auf die Daten für jede Region ist aber wegen der geringen Macht (*power*) der genannten Tests bei einer geringen Anzahl von Freiheitsgraden nicht sinnvoll. Als Alternative bietet sich an, den Test auf *gepoolte Daten* anzuwenden. Levin / Lin (1993) zeigen, daß damit die Macht des Tests entscheidend verbessert werden kann. Allerdings muß bei der Anwendung von DF/ADF-Tests unterstellt werden, daß der „datenerzeugende Prozeß“ für alle Regionen identisch ist, eine Annahme, die allein schon deshalb nicht sinnvoll erscheint, weil die Variablen unterschiedliche Mittelwerte aufweisen. Auch die Anwendung der Tests auf mittelwertbereinigte Größen setzt sehr restriktive Annahmen voraus. Die im oberen Teil von Tabelle 1 ausgewiesenen Teststatistiken sind also nur unter Vorbehalt zu interpretieren. In unserem Zusammenhang ist der von Levin / Lin (1993) vorgeschlagene Einheitswurzeltest für Paneldaten zu bevorzugen. Dieser Test ermöglicht unterschiedliche Lagstrukturen in den Regionen ebenso wie Niveauunterschiede in den Variablen und heteroskedastische Störprozesse.

**Tabelle 1: Augmented Dickey-Fuller- und Levin-Lin-Tests**

ADF-Tests					
Lag	$w_{it}$	$v_{it}$	$u_{it}$	$q_{it}$	$m_{it}$
1	-1.968	-1.718	-3.727**	-3.789**	-2.133
2	-2.059	-2.318	-3.606**	-3.631**	-2.200
3	-2.018	-2.440	-4.041**	-4.021**	-1.287

Levin-Lin-Tests					
Lag	$w_{it}$	$v_{it}$	$u_{it}$	$q_{it}$	$m_{it}$
var.	-3.961**	1.821	-1.404(*)	-2.579**	-0.183

Anmerkungen: „Lag“ gibt die maximale Lag-Länge für die Regressoren in der Testregression an; \*\*, (\*) bezeichnet Signifikanz auf dem 1% bzw. 10%-Niveau;

Da sich zeigte, daß die Residuen der entsprechenden Testregression nicht unkorreliert waren, werden die Resultate des DF-Tests (Laglänge 0) im folgenden vernachlässigt. Für die ADF-Tests ergibt sich aus dem oberen Teil von Tabelle 1 unabhängig von der Laglänge ein eindeutiges Bild: Die Nullhypothese (Nicht-Stationarität) kann für die regionale Reallohn- und Produktivitätsentwicklung sowie für die Bevölkerungsvariable nicht abgelehnt werden, während sie für die re-

gionale Arbeitslosen- und Erwerbsquote deutlich zurückgewiesen werden muß. Im Unterschied dazu lehnt der aufgrund der obigen Ausführungen zu präferierende Levin-Lin-Test die Nicht-Stationarität auch für die Reallohnvariable auf hohem Signifikanzniveau ab, bekräftigt aber im übrigen die Resultate der ADF-Tests.<sup>6</sup>

Aufgrund der Aussagen des Levin-Lin-Tests (die im übrigen auch durch eine hier nicht wiedergegebene einfache graphische Analyse gut bestätigt werden) ist zu folgern, daß Konvergenzkräfte für die Reallöhne, die Erwerbsquoten und die Arbeitslosenquoten nachweisbar sind, nicht hingegen für das regionale Pro-Kopf-Einkommen. Auch die relative Bevölkerungsentwicklung folgt offenbar einem stochastischen Trend. Damit werden die Implikationen des theoretischen Modells auch empirisch bestätigt.

### 3.3 Ergebnisse vektorautoregressiver Schätzungen

Das in kontinuierlicher Zeit formulierte Anpassungsmodell aus Abschnitt 2.2 läßt sich durch ein vektorautoregressives (VAR-)Modell in diskreter Zeit approximieren. Als Variablen erscheinen in diesem Modell neben den Löhnen und der Arbeitslosenquote die Partizipationsraten, das Pro-Kopf-Einkommen sowie die Bevölkerung. Ziel der empirischen Analyse ist es, die Dynamik der relativen regionalen Entwicklung für eine Standard-Region zu bestimmen. Die Berechnungen auf Basis eines vektorautoregressiven Ansatzes wurden deshalb grundsätzlich mit *gepoolten Zeitreihen* durchgeführt.<sup>7</sup> Die Schätzmethode beruht auf dem Maximum-Likelihood-Verfahren für VAR-Modelle mit integrierten Variablen [Johansen (1991)].<sup>8</sup> Mittels Informationskriterien wird die maximale Laglänge auf  $p = 2$  bestimmt. Auf die Ergebnisse im einzelnen soll hier im Detail nicht eingegangen werden.

Interessant ist allerdings der durch die Schätzungen implizierte „Lohnkurvenparameter“. Hierzu kann die entsprechende Impuls-/Antwortfunktion des VAR-Systems für orthogonalisierte Schocks herangezogen werden. Es zeigt sich, daß die Ergebnisse vom Kointegrationsrang  $r$  des untersuchten Systems abhängen. Teststatistiken sprechen für einen Kointegrationsrang  $2 \leq r \leq 3$ <sup>9</sup>. Die Abbildungen 1 und 2 geben die Resultate alternativ für  $r=2$  und  $r=3$ , wobei auf der Abszisse die Zeit (in Jahren) und auf der Ordinate die Reaktion der logarithmischen Lohnvariablen auf einen Schock in der Arbeitslosenquote angegeben wird. Da das Konfidenzband die Null-Linie in Abbildung 1 noch einschließt, ist die Reaktion der Löhne in bezug auf einen Arbeitslosigkeitsschock für  $r=2$  zwar negativ im Bereich zwischen 0 und  $-0.2$ , aber unter der Signifikanzgrenze auf dem 95%-Niveau. Bei höherem Kointegrationsrang  $r=3$  (Abbildung 2) zeigt sich ebenfalls eine negative Reaktion, die nach etwa acht Jahren ihren stärksten Wert bei etwa  $-0.25$  erreicht und danach allmählich abklingt. Ab Periode 4 ist der Effekt in dieser Variante der Schätzung statistisch signifikant.

Die Ergebnisse weisen insgesamt auf große Trägheiten in den regionalen Anpassungsmechanismen hin. Die Reaktion auf Schocks klingt (wenn überhaupt) erst nach langen Zeiträumen ab. Interessant erscheint, daß das hier berechnete Konfidenzband für den Reaktionsparameter der Löhne in bezug auf die Arbeitslosigkeit den in Mikrodatenanalysen gefundenen Parameterwert einschließt.

### 4 Abschließende Bemerkungen

Ich habe in diesem Beitrag argumentiert, daß die Lohnkurve im Zusammenhang eines umfassenderen Modells regionaler

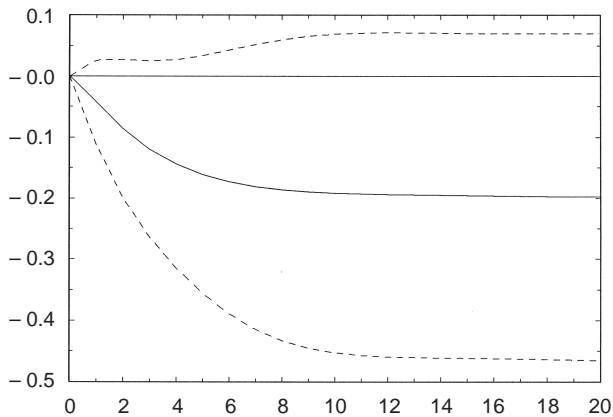
<sup>6</sup> Die Nicht-Stationarität der Arbeitslosenquote kann allerdings nur auf dem 10%-Niveau zurückgewiesen werden.

<sup>7</sup> Bei diesem Vorgehen wird implizit die möglicherweise kritische Annahme getroffen, daß der datenerzeugende Prozeß für alle Regionen identisch ist.

<sup>8</sup> Zur genauen Darstellung der Methodik siehe Lütkepohl (1991), Kapitel 11.

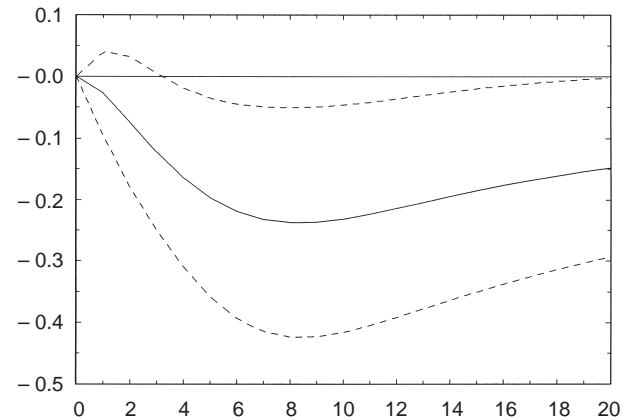
<sup>9</sup> Siehe Möller (1995) für mehr Details.

**Abbildung 1: Lohnreaktion auf einen Arbeitslosigkeitsschock (Impuls-/Antwortfunktion des VAR-Systems mit Kointegrationsrang  $r = 2$ )**



Anpassung gesehen werden sollte. Im theoretischen Teil wurde ein solches Modell skizziert. Dem Ansatz zufolge ist zu unterscheiden zwischen Variablen, deren Abweichungen von der entsprechenden Aggregatgröße stationär sind, also Konvergenzeigenschaften aufweisen, und Variablen, die nach temporären Schocks dauerhaft veränderten Gleichgewichten zustreben. Die durch die Spezifikation des Modells gegebene Differenzierung wird durch eine empirische Längs-/Querschnitts-Analyse auf Ebene der Bundesländer bzw. Landesarbeitsamtsbezirke grundsätzlich bestätigt. Für die Lohnkurven-Diskussion ist dabei von Bedeutung, daß die regionalen Löhne sowie die Arbeitslosenquoten nach diesen Ergebnissen den nicht-hysteretischen bzw. konvergenten Variablen zugeordnet werden. Auf der einen Seite scheint damit eine Diskrepanz zu der Interpretation der Lohnkurve als einer *langfristigen Gleichgewichtsbeziehung* zu bestehen. Auf der anderen Seite weisen die Impuls-/Antwortfunktionen auf eine außerordentlich hohe Trägheit der regionalen Anpassungs-

**Abbildung 2: Lohnreaktion auf einen Arbeitslosigkeitsschock (Impuls-/Antwortfunktion des VAR-Systems mit Kointegrationsrang  $r = 3$ )**



prozesse hin, so daß bei Querschnittsbetrachtung bzw. einer Panelanalyse mit relativ kurzem Zeithorizont ein Zusammenhang wie die Lohnkurve durchaus als ein „Quasi-Gleichgewicht“ erscheinen würde. Festzuhalten ist weiterhin, daß der im Rahmen des VAR-Schätzansatzes gefundene Lohnbildungs-/Arbeitslosigkeits-Zusammenhang auf kurze und mittlere Sicht nicht im Gegensatz zu den Resultaten der Lohnkurvenliteratur steht, wobei allerdings die statistische Absicherung der Impuls-/Antwortfunktionen nur in einer von zwei Varianten der Schätzung gegeben ist. Die umfassendere Analyse verweist auf weitere (hier nicht näher dokumentierte) Anpassungsvorgänge, die die Dynamik der regionalen Entwicklung entscheidend bestimmen. Hervorzuheben ist dabei insbesondere die statistisch hochsignifikante Reaktion der Migration auf einen Arbeitslosigkeitsschock. Naturgemäß bleiben diese Effekte im Lohnkurvenansatz unberücksichtigt.

Das Literaturverzeichnis findet sich auf Seite 500