

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Markus Pannenberg, Johannes Schwarze

Regionale Löhne und staatliche
Qualifizierungsmaßnahmen:
Eine erweiterte Lohnkurve für Ostdeutschland

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

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

Hinweise für Autorinnen und Autoren

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

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

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

Herausgeber

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

Begründer und frühere Mitherausgeber

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

Redaktion

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

Rechte

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

Herstellung

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

Verlag

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

Bezugsbedingungen

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

Zitierweise:

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

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

Regionale Löhne und staatliche Qualifizierungsmaßnahmen: Eine erweiterte Lohnkurve für Ostdeutschland

Markus Pannenberg und Johannes Schwarze*

In allen empirischen Analysen zur Lohnkurve wird davon ausgegangen, daß die offizielle Arbeitslosenquote ein angemessener Indikator der regionalen Arbeitsmarktsanspannung ist. In vielen europäischen Länder wird das Arbeitsangebot aber durch aktive Arbeitsmarktpolitik, wie Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen (FuU), beeinflußt. In diesem Beitrag wird eine erweiterte Lohnkurve vorgestellt, in der FuU-Maßnahmen explizit berücksichtigt werden. Diese erweiterte Lohnkurve kann für Ostdeutschland empirisch nachgewiesen werden, während sich für die „Standard-Form“ der Lohnkurve keine Evidenz finden läßt.

Gliederung

- 1 Problemstellung
- 2 Lohnfindung und FuU-Maßnahmen in Ostdeutschland
- 3 Ein erweitertes Lohnkurvenmodell
- 4 Spezifikation der Lohngleichung und Beschreibung der verwendeten Daten
- 5 Schätzungen der erweiterten Lohnkurve für Ostdeutschland
- 6 Zusammenfassung

1 Problemstellung

Die Diskussion des Zusammenhangs von regionalen Löhnen und regionaler Arbeitslosigkeit hat durch den Lohnkurvenansatz von Blanchflower / Oswald (1994b) neuen Auftrieb erhalten. Zentrales Charakteristikum aller vorliegenden empirischen Arbeiten zur Lohnkurve ist die Annahme, daß die Arbeitslosenquote der angemessene Indikator für die regionale Arbeitsmarktsanspannung ist. Zu beobachten ist aber, daß vor dem Hintergrund der anhaltend hohen Arbeitslosigkeit in den meisten europäischen Ländern Regierungen mittels aktiver Arbeitsmarktpolitik in erheblichem Umfang in das Arbeitsmarktgeschehen eingreifen. Instrumente wie Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen oder Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen (FuU) zielen auf die Verbesserung der individuellen Arbeitsmarktchancen der Teilnehmer an diesen Programmen ab. FuU-Maßnahmen kommt dabei aufgrund ihres investiven Charakters eine besondere Bedeutung zu (vgl. z.B. OECD 1995). Teilnehmer an FuU-Maßnahmen sind als Bestandteil des effektiven regionalen Arbeitsangebotes zu betrachten, wenn man unterstellt, daß durch FuU die Vermittlungsfähigkeit der Teilnehmer auf dem Arbeitsmarkt tatsächlich verbessert wird.

Davon ausgehend liegt es nahe zu fragen – und die öffentliche Diskussion bestätigt dies –, welchen Einfluß FuU-Maßnahmen auf das regionale Lohnniveau haben. Von einer schlichten Angebots-Nachfrage-Mechanik ausgehend, sollten sinkende Löhne zu beobachten sein, da FuU das effektive Arbeitsangebot erhöht. Andererseits weisen Calmfors /

Skedinger (1995) darauf hin, daß Qualifizierungsmaßnahmen den Lohndruck erhöhen können, wenn Gewerkschaften in den Lohnverhandlungen antizipieren, daß der Verlust individueller Wohlfahrt bei Arbeitslosigkeit durch die Alternative FuU gemindert wird.

Gegenstand dieses Beitrages ist ein erweitertes theoretisches Lohnkurvenmodell, das explizit FuU-Maßnahmen bei der Modellierung der regionalen Arbeitsmarktsanspannung berücksichtigt. Dieses Modell wird für Ostdeutschland mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels für den Zeitraum von 1992 bis 1994 geschätzt.

2 Lohnfindung und FuU-Maßnahmen in Ostdeutschland

Analog zu Westdeutschland werden die Tariflöhne in Ostdeutschland überwiegend auf sektoraler Ebene ausgehandelt. Dabei kommt der Anpassung der Tariflöhne an das westdeutsche Niveau nach wie vor eine zentrale Bedeutung zu. Dies hat zur Folge, daß die ausgehandelten Löhne oft nicht der geringen Produktivität ostdeutscher Unternehmen entsprechen. Viele Unternehmen zahlen deshalb Löhne, die unter dem ausgehandelten Tariflohniveau liegen (vgl. Scheremet 1995). Löhne unter Tarif sind „legal“, wenn die Unternehmen nicht Mitglied eines Arbeitgeberverbandes sind oder eine im Tarifvertrag vereinbarte Öffnungsklausel genutzt wird. Dadurch wird es den Unternehmen möglich, die von ihnen zu zahlenden Löhne an regionalen und betrieblichen Gegebenheiten auszurichten, sie agieren also als „Lohnsetzer“. Dies erlaubt die Verwendung eines effizienzlohntheoretischen Lohnkurvenansatzes.

Den extensiven Einsatz von FuU-Maßnahmen in Ostdeutschland macht Tabelle 1 deutlich.

Tabelle 1: FuU-Teilnehmer, Arbeitslosigkeit und Beschäftigung in Ostdeutschland (Angaben in TSD)

Jahr	FuU-Teilnehmer	Arbeitslose	Vollzeitbeschäftigte
1992	429	1 170	6 386
1993	355	1 149	6 196
1994	252	1 142	6 267

Quellen: BA (1995), IAB (1994).

Für den erweiterten theoretischen Ansatz ist von Bedeutung, daß der Zugang in FuU-Maßnahmen für alle Arbeitslosen und von Arbeitslosigkeit bedrohten Beschäftigten identisch ist, da im Gegensatz zu Westdeutschland im betrachteten Zeitraum in Ostdeutschland neben den Arbeitslosen nicht nur die un-

* Dr. Markus Pannenberg ist wissenschaftlicher Mitarbeiter der Projektgruppe „Das Sozio-oekonomische Panel“ am DIW in Berlin. Dr. Johannes Schwarze vertritt den Lehrstuhl Sozialpolitik und öffentliche Wirtschaft an der Ruhr-Universität Bochum. Die Autoren danken David Blanchflower, Uwe Blien, Thiess Büttner, Richard Burkhauser, John Haisken-DeNew und Andrew Oswald für konstruktive Kommentare. Besonderer Dank gilt Uwe Blien für die Bereitstellung der Arbeitsamtsbezirksdaten des IAB. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren.

mittelbar von Arbeitslosigkeit betroffenen Beschäftigten Zugang zu FuU-Maßnahmen haben, sondern grundsätzlich alle von Arbeitslosigkeit Bedrohten (erweiterte AFG-Fassung).

Darüber hinaus ist bei der theoretischen Analyse zu berücksichtigen, daß im betrachteten Zeitraum (bis Anfang 1994) die Lohnersatzleistungen bei FuU-Maßnahmen (65% bzw. 73% des letzten Nettoeinkommens) höher sind als die für das Arbeitslosengeld geltenden Sätze (60% bzw. 67%).

3 Ein erweitertes Lohnkurvenmodell

Basis des erweiterten Lohnkurvenmodells ist ein effizienzlohntheoretischer Ansatz, der in diesem Heft an anderer Stelle ausführlicher dargestellt wird (vgl. Blien 1996a bes. Anhang, Basis ist Blanchflower / Oswald 1994b, Kapitel 3.2).

In dem erweiterten Modell wird die Wahrscheinlichkeit α eine neue Beschäftigung zu finden, nicht mehr von der Arbeitslosenquote U , sondern von der Quote aller Beschäftigungssuchenden (S) bestimmt. S ist definiert als die Summe aus Arbeitslosen und Personen in FuU-Maßnahmen, dividiert durch die Summe aus Beschäftigten, Arbeitslosen und FuU-Teilnehmern. $\alpha(S)$ sei konvex in S^1 . Gegeben man ist ohne Beschäftigung, ist p die Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu sein und $(p-1)$ ist die Wahrscheinlichkeit an einer FuU-Maßnahme teilzunehmen². Darüberhinaus ist zu berücksichtigen, daß sich das Arbeitslosengeld b_U vom Unterhaltsgeld für FuU-Teilnehmer b_{TP} unterscheidet. Der erwartete Nutzen (\bar{w}) eines entlassenen Beschäftigten ergibt sich dann als:

$$(1) \quad \bar{w} = (w - e)\alpha(S) + [b_U p + b_{TP}(1-p)][1 - \alpha(S)].$$

Die übrigen Annahmen des Zwei-Regionen-Modells entsprechen denen von Blanchflower / Oswald (1994b): Beschäftigte und Unternehmer erzielen in der zweiten Region einen nicht-monetären Vorteil durch regionsspezifische Charakteristika (ϕ). Die Arbeitsnachfrage wird in beiden Regionen durch stochastische Schocks mit bekannter Dichtefunktion beeinflusst. Darüber hinaus gilt auch hier die Annahme, daß die Beschäftigten zwischen den Perioden wandern können.

Entsprechend ergibt sich die „No-shirking“-Bedingung für die erste Region als:

$$(2) \quad w - e = \delta w + (1 - \delta) \{ (w - e)\alpha(S) + [b_U p + b_{TP}(1-p)][1 - \alpha(S)] \}$$

mit δ als: Wahrscheinlichkeit des erfolgreichen „shirking“

Gleichung (2) drückt aus, daß in einem „no-shirking“-Gleichgewicht die erwarteten Nutzen des „no-shirking“ ($w - e$) und des „shirking“ übereinstimmen müssen. Letzterer ist die gewichtete Summe des Nutzens bei erfolgreichem „shirking“ (δw) und des erwarteten Nutzens bei Entlassung $(1 - \delta) \{ (w - e)\alpha(S) + [b_U p + b_{TP}(1-p)][1 - \alpha(S)] \}$. Nach einigen Umformungen erhält man für (2):

$$(3) \quad w = e + [b_U p + b_{TP}(1-p)] + \frac{e\delta}{(1-\delta)(1-\alpha(S))}$$

¹ Die theoretische Ableitung läßt sich analog zu Blanchflower / Oswald (1994b) führen.

² Zur Schätzung der Determinanten dieser Wahrscheinlichkeit vgl. Pannenberg (1995).

³ Der Begriff „accommodation ratio“ wird in Anlehnung an Calmfors / Skedinger (1995) verwendet, deren theoretischer Ansatz jedoch ein anderer ist.

$$\text{mit: } \frac{\delta w}{\delta S} < 0; \quad \frac{\delta^2 w}{(\delta S)^2} > 0.$$

Funktion (3) ist konvex in S , da $\alpha(S)$ konvex in S ist.

Für die zweite Region ergibt sich das „no-shirking“-Gleichgewicht als:

$$(4) \quad \omega - e + \phi = \delta(\omega + \phi) + (1 - \delta) \{ (\omega - e + \phi)\alpha(S') + [(\beta_U + \phi)\pi + (\beta_{TP} + \phi)(1 - \pi)][1 - \alpha(S')] \}$$

mit: ω : Lohn in Region 2,
 S' : Quote der Beschäftigungssuchenden in Region 2,
 π : Wahrscheinlichkeit arbeitslos zu sein (vs. Teilnahme an FuU-Maßnahme) in Region 2,
 β_{TP} : Unterhaltsgeld für FuU in Region 2,
 β_U : Arbeitslosengeld in Region 2.

bzw. nach Umformung:

$$(5) \quad \omega = e + [\beta_U \pi + \beta_{TP}(1 - \pi)] + \frac{e\delta}{(1 - \delta)(1 - \alpha(S\alpha(S')))}$$

$$\text{mit: } \frac{\delta w}{\delta S} < 0; \quad \frac{\delta^2 w}{(\delta S)^2} > 0.$$

Auch Funktion (5) ist konvex in S' .

Gleichungen (3) und (5) zeigen, daß die regionalen Löhne sowohl eine Funktion von S (bzw. S') als auch von p sind.

4 Spezifikation der Lohngleichung und Beschreibung der verwendeten Daten

Da $b_U = \beta_U$ und $b_{TP} = \beta_{TP}$ gilt, haben beide Regionen die gleiche erweiterte Lohnkurve, die wie folgt für Ostdeutschland geschätzt werden kann:

$$(6) \quad w = (e + b_{TP}) + (b_U - b_{TP})p + \frac{e\delta}{(1 - \delta)(1 - \alpha(S))}.$$

Die Lohngleichung ist eine nicht-lineare Funktion von $\alpha(S)$ und eine Funktion der konditionalen Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden (versus der Teilnahme an einer FuU-Maßnahme). Als Schätzwert für die konditionale Wahrscheinlichkeit p wird das Verhältnis von FuU-Teilnehmern zur Summe von FuU-Teilnehmern und Arbeitslosen für jeden regionalen Arbeitsmarkt errechnet. Diese „accommodation ratio“ ist ein Schätzer für $(1-p)^3$.

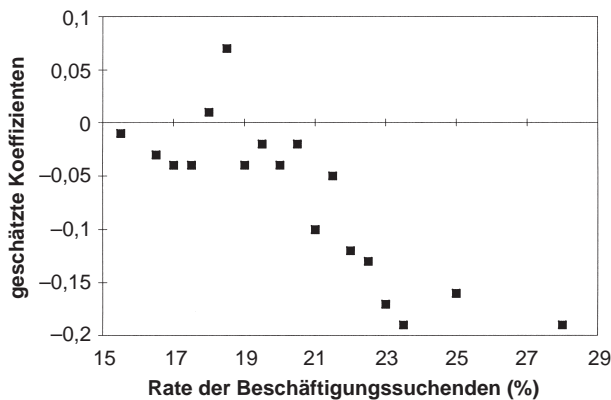
Der für die Schätzungen verwendete Datensatz ist das Sozioökonomische Panel (SOEP) für Ostdeutschland 1992 bis 1994, eine repräsentative Längsschnittstichprobe von Haushalten und Personen (vgl. zum SOEP Wagner et al. 1993, Pannenberg / Rendtel 1996 oder Blanchflower / Oswald 1996, Anhang, in diesem Heft). In die zur Schätzung verwendete Untersuchungsgruppe gehen alle Befragten ein, die im Zeitraum mindestens zwei Interviews gegeben haben, zu den jeweiligen Zeitpunkten abhängig vollzeitbeschäftigt, jedoch nicht im öffentlichen Dienst beschäftigt waren und die nicht zur Arbeit nach Westdeutschland pendelten. Abhängige Variable ist das logarithmierte monatliche Bruttoeinkommen. Kontrollvariable für die Schätzungen sind das Geschlecht, die Jahre der Schul- und Berufsausbildung, die Jahre der Berufs-

erfahrung und der Betriebszugehörigkeit, die logarithmierte wöchentliche Arbeitszeit (incl. Überstunden), die Unternehmensgröße sowie Dummy-Variablen für die Sektorzugehörigkeit, die Zeit (Jahre) und die Regionen (Arbeitsamtsbezirke).

Der Datensatz der aus dem SOEP gebildeten Untersuchungsgruppe wurde mit einem Datensatz für die 35 ostdeutschen Arbeitsamtsbezirke für den gleichen Zeitraum verknüpft. Dieser Datensatz enthält Informationen über die Arbeitslosenquote und die Teilnehmer an FuU-Maßnahmen in den jeweiligen Arbeitsamtsbezirken.

Für die Schätzung der Lohngleichung (6) ist zunächst eine funktionale Form für den Zusammenhang zwischen w und S festzulegen. Dazu wird die Verteilung der Beschäftigungssuchenden in Intervalle mit gleicher Häufigkeit zerlegt und deren Einfluß auf den logarithmierten Lohnsatz mittels eines gepoolten Regression-Modells mit fixen regionalen Effekten geschätzt⁴. Die Werte der geschätzten Koeffizienten sind in Abbildung 1 wiedergegeben:

Abbildung 1: Nicht restringierte erweiterte Lohnkurve für Ostdeutschland



Es zeigt sich eine nicht-lineare, negative Beziehung zwischen lokalen Löhnen und der lokalen Quote der Beschäftigungssuchenden, die sich durch folgende logarithmische Funktion approximieren läßt:

$$(7) \ln(w) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(S) + \alpha_2 \text{accr} + \beta X$$

w ist der individuelle Lohn, S die Quote der Beschäftigungssuchenden, accr die Accommodation-Ratio. X ist ein Vektor individueller beschäftigungsspezifischer Merkmale und α_1 und α_2 die zu schätzenden Parametervektoren.

Geschätzt wird das Modell in einem ersten Schritt mit dem Standard-Ansatz einer gepoolten Regression mit fixen regionalen Effekten. Anschließend wird ein Random-Effects-Modell geschätzt, mit dem für zufällige unbeobachtete individuelle Heterogenität kontrolliert wird (vgl. z.B. Greene 1993) und das zusätzlich fixe Regionaleffekte berücksichtigt.

5 Schätzungen der erweiterten Lohnkurve für Ostdeutschland

Ausgangspunkt⁵ ist die Schätzung der „Standard-Lohnkurve“, in der die regionale Arbeitsmarkttension durch die regionale Arbeitslosenquote erfaßt wird (Tabelle 2). Mit dem

⁴ Für jedes Intervall wird dazu eine Dummy-Variablen gebildet.

⁵ Eine ausführliche Darstellung der ökonomischen Ergebnisse erfolgt in Pannenberg / Schwarze (1996a).

Pooled-Regression-Ansatz wird dabei eine außerordentlich hohe Elastizität des Lohnes bezüglich der Arbeitslosenquote von -0.26 ermittelt. Dieses Ergebnis läßt sich jedoch nicht bestätigen, wenn der „Panelcharakter“ des Datensatzes berücksichtigt und das Random-Effects-Modell geschätzt wird. Ein LM-Test zeigt, daß unbeobachtete individuelle Heterogenität vorliegt (vgl. Tab. 2). Die Schätzung des Random-Effects-Modells ergibt einen Koeffizienten für $\ln(U)$, der nicht von Null verschieden ist. Eine Lohnkurve der Standard-Form kann also für Ostdeutschland nicht nachgewiesen werden. An diesem Ergebnis ändert sich auch dann nichts, wenn separate Schätzungen für Männer und Frauen durchgeführt werden (vgl. Pannenberg und Schwarze 1996).

Tabelle 2: Lohnkurven für Ostdeutschland

Variable	Pooled OLS mit fixen regionalen Effekten		Random Effects Modell mit fixen regionalen Effekten	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
$\ln(U)$	-0.26**	-3.65	-0.04	-0.83
R^2	0.45	—	0.44	—
F-Test	38.63**	—	—	—
LM-Test	—	—	763.19**	—
$\text{Var}(u_i)$	—	—	0.05	—
$\text{Var}(\varepsilon_{it})$	—	—	0.02	—

Quelle: SOEP, 1992 - 1994.
Anzahl der Beobachtungen: N=2135.
Signifikanzniveau: ** (0.01), * (0.05).
LM: Lagrange-Multiplier-Test-Statistic; Test auf Random Effects.
 $\text{Var}(u_i)$: Individuenspezifische Varianz-Komponente.
 $\text{Var}(\varepsilon_{it})$: „Klassische“ Varianz-Komponente.

Die fehlende Evidenz für eine Standard-Lohnkurve in Ostdeutschland kann ein Hinweis darauf sein, daß die Arbeitslosenquote nicht der angemessene Indikator für die regionale Arbeitsmarkttension in Ostdeutschland ist. Tabelle 3 zeigt die Schätzergebnisse für die erweiterte Lohnkurve (Gleichung 6).

Tabelle 3: Erweiterte Lohnkurven für Ostdeutschland

Variable	Pooled OLS mit fixen regionalen Effekten		Random Effects Modell mit fixen regionalen Effekten	
	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
$\ln(S)$	-0.32**	-4.28	-0.10+	-1.77
accr	-0.006*	-2.46	-0.003+	-1.77
R^2	0.46	—	0.44	—
F-Test	38.33**	—	—	—
LM-Test	—	—	756.62**	—
$\text{Var}(u_i)$	—	—	0.05	—
$\text{Var}(\varepsilon_{it})$	—	—	0.02	—

Quelle: SOEP, 1992 - 1994.
Anzahl der Beobachtungen: N=2135
Signifikanzniveau: ** (0.01), * (0.05), + (0.10).
LM: Lagrange-Multiplier-Test-Statistic; Test auf Random Effects.
 $\text{Var}(u_i)$: Individuenspezifische Varianz-Komponente.
 $\text{Var}(\varepsilon_{it})$: „Klassische“ Varianz-Komponente.

Der negative Zusammenhang von regionalen Löhnen und der Quote der Beschäftigungssuchenden (S) ist im Pooled-Regression-Modell vergleichbar mit der Schätzung der Stan-

dard-Lohnkurve. Eine entscheidende Änderung ergibt sich für das Random-Effects-Modell. Die logarithmierte Quote der Beschäftigungssuchenden $\ln(S)$ ist signifikant negativ und die geschätzte Elastizität entspricht mit -0.1 der Elastizität, die mit dem Standard-Lohnkurvenansatz für andere Länder ermittelt wurde. Dieser Befund unterstützt die aufgestellte These, daß in Ländern mit einem hohen Grad aktiver Arbeitsmarktpolitik die Arbeitslosenquote allein zur Beschreibung der regionalen Arbeitsmarktanspannung nicht angemessen ist.

Der geschätzte signifikant negative Einfluß der Accommodation-Ratio der FuU-Maßnahmen kann als Hinweis darauf gewertet werden, daß FuU-Maßnahmen nicht den Lohndruck am „ersten Arbeitsmarkt“ verstärken. Allerdings könnte dieses Ergebnis auch Folge eines Simultanitäts-Bias sein, der dann resultiert, wenn die zuständige Regierung beispielsweise auf zurückgehende Arbeitslosigkeit mit einem verkürzten Budget für FuU-Maßnahmen reagiert, und umgekehrt. Ein solcher Effekt könnte die Verzerrung der hier geschätzten Koeffizienten nach unten zur Folge haben. Weitergehende ökonometrische Untersuchungen ergeben jedoch vergleichbare Schätzergebnisse für die „Accommodation-Ratio“, so daß der Simultanitätsbias als nicht bedeutsam erscheint (vgl. Pannenberg / Schwarze 1996a).

Die hier vorgestellten Schätzergebnisse könnten gleichwohl sensitiv auf ein spezielles methodisches Problem reagieren. Moulton (1986) hat auf die Möglichkeit hingewiesen, daß die t -Werte der Koeffizienten aggregierter Variable – wie der Arbeitslosenquote oder der Accommodation-Ratio – in Lohngleichungen auf der Basis individueller Daten verzerrt geschätzt werden können. Für die Lösung dieses Problems werden unterschiedliche Verfahren vorgeschlagen, die in verschiedenen Beiträgen dieses Heftes diskutiert werden. Zur Absicherung der hier präsentierten Befunde wurde ein two-

way-random-effects-Modell geschätzt, das sowohl eine individuelle als auch eine regionsspezifische Varianzkomponente enthält (vgl. Pannenberg / Schwarze 1996a). Die Ergebnisse deuten auf eine Stabilität der hier vorgestellten Befunde hin.

6 Zusammenfassung

Die präsentierten Ergebnisse deuten darauf hin, daß in Ostdeutschland eine „erweiterte Lohnkurve“ existiert. Dagegen läßt sich für den Standard-Ansatz, der ausschließlich die offizielle Arbeitslosenquote berücksichtigt, kaum Evidenz finden.

Die empirischen Ergebnisse stützen die vorgestellte Erweiterung der Lohnkurve im Hinblick auf *ein* (!) Instrument der aktiven Arbeitsmarktpolitik. Falls sich die Ergebnisse auch für andere Länder mit umfangreichen Einsatz verschiedener Instrumente der aktiven Arbeitsmarktpolitik bestätigen sollten, ist die erweiterte Lohnkurve eine sinnvolle Bereicherung der Diskussion des Zusammenhangs von regionalen Löhnen und regionaler Arbeitsmarktanspannung.

Da sowohl die Diskussion der theoretischen Grundlagen als auch der empirischen Evidenz der Lohnkurve noch nicht als abgeschlossen gelten kann, ist bei der Formulierung wirtschafts- und arbeitsmarktpolitischer Schlußfolgerungen Zurückhaltung geboten. Interessant ist jedoch ein Ergebnis: Die präsentierten Analysen legen nahe, daß von FuU-Maßnahmen zumindest keine lohnsteigernden Wirkungen auf den „ersten Arbeitsmarkt“ ausgehen. Eine Erweiterung des hier vorgestellten Ansatzes auf andere Instrumente aktiver Arbeitsmarktpolitik, etwa auf Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen, erscheint daher für eine Prüfung der Lohneffekte aktiver Arbeitsmarktpolitik naheliegend.

Das Literaturverzeichnis findet sich auf Seite 500