

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Ulrich Rendtel, Johannes Schwarze

Schätzungen von Lohnkurven für
Westdeutschland mit einem verallgemeinerten
Varianz-Komponenten-Modell

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>

Schätzungen von Lohnkurven für Westdeutschland mit einem verallgemeinerten Varianz-Komponenten-Modell

Ulrich Rendtel und Johannes Schwarze*

In diesem Beitrag werden, erstmals für Westdeutschland, Schätzungen der Lohnkurve mit individuellen Paneldaten vorgestellt. Damit kann der Einfluß individueller unbeobachteter Heterogenität auf die Schätzung der Lohnkurve kontrolliert werden. Der Zusammenhang zwischen regionalen Löhnen und regionaler Arbeitslosenquote schwächt sich dabei deutlich ab. Paneldaten ermöglichen darüber hinaus auch die Kontrolle unbeobachteter regionaler Effekte durch eine spezifische Varianzkomponente in der Schätzgleichung. Die Ergebnisse deuten auf Regionaleffekte in einer durchaus bemerkenswerten Größe hin.

Gliederung

- 1 Problemstellung
- 2 Datenbasis der Untersuchung
- 3 Schätzung der Lohnkurve mit gepoolten Individualdaten
- 4 Die Kontrolle regionaler Effekte durch Paneldaten
- 5 Schlußbemerkungen

1 Problemstellung

Die weitaus meisten Untersuchungen zur „Lohnkurve“ basieren auf individuellen Beschäftigtendaten, die über mehrere Jahre hinweg „gepoolt“ werden. Die der Lohnkurve zugrundeliegende individuelle Einkommensfunktion wird dabei mit einem Pooled-Regression-Modell geschätzt. Dabei wird der Einfluß unbeobachteter individueller Heterogenität vernachlässigt, die bekanntermaßen bei der Schätzung individueller Einkommensfunktionen von großer Bedeutung ist. In diesem Beitrag werden deshalb erstmals für Westdeutschland Lohnkurvenschätzungen mit Paneldaten auf individueller unbeobachteter Heterogenität kontrolliert.

Darüber hinaus kann die ökonometrische Spezifikation von Lohnkurven mit individuellen Paneldaten noch weiter verbessert werden. Um die Kernhypothese des Lohnkurvenmodells testen zu können, müssen nicht beobachtete regionale Effekte kontrolliert werden. Das übliche Vorgehen besteht darin, unbeobachtete regionale Effekte durch Dummy-Variablen für jede Region zu kontrollieren. Dieses ist auch der Grund dafür, daß für Lohnkurvenschätzungen Daten aus mehreren Jahren notwendig sind (Ausnahme: Schätzung von Mehrebenenmodellen, vgl. Blien 1995b). Jedoch wird die Schätzung der Lohnkurve schnell instabil, wenn kleinräumige regionale Arbeitsmärkte gewählt werden und die Anzahl der zur Verfügung stehenden Zeitpunkte und der individuellen Beobachtungen nur gering ist. Oft kann dann nur eine geringe Anzahl von regionalen Dummy-Variablen in die Schätzung aufgenommen werden und es ist fraglich, ob damit regionale Effekte wirksam kontrolliert werden können.

Individuelle Paneldaten bieten eine andere Möglichkeit zur Kontrolle regionaler Effekte. Dazu wird in diesem Beitrag ein

erweitertes Varianz-Komponenten-Modell vorgestellt, in dem sowohl für individuelle unbeobachtete Heterogenität als auch für unbeobachtete regionsspezifische Effekte kontrolliert wird. Regionsspezifische Effekte werden durch eine zusätzliche Varianzkomponente identifiziert. Voraussetzung dafür ist allerdings, daß eine genügend große Zahl von Regionswechslern beobachtet werden kann.

2 Datenbasis der Untersuchung

Datenbasis der Untersuchung ist das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) für Westdeutschland der Jahre 1985, 1989 und 1993 (vgl. zum SOEP Projektgruppe Panel 1995). Die Beschränkung auf diese drei Jahre ist durch die Verfügbarkeit von Arbeitslosenquoten für Raumordnungsregionen bestimmt, die hier als „regionale Arbeitsmärkte“ fungieren. Daten für die 75 westdeutschen Raumordnungsregionen werden von der Bundesanstalt für Landeskunde und Raumordnung (BfLR) zur Verfügung gestellt (vgl. ausführlich BfLR 1992). Raumordnungsregionen bilden das in Oberzentren gegliederte Standortsystem der Bundesrepublik sowie die dazugehörigen Einzugsbereiche ab und können als eine mögliche Abgrenzung regionaler Arbeitsmärkte betrachtet werden.

Der aus dem SOEP ausgewählte Datensatz enthält ausschließlich Männer, die in mindestens zwei der drei analysierten Jahre in der Privatwirtschaft als Arbeiter oder Angestellte vollzeitbeschäftigt waren. Wie bei der Schätzung von Lohnkurven üblich, werden Beschäftigte im öffentlichen Dienst nicht bei der Analyse berücksichtigt, da der theoretische Ansatz zur Erklärung der Lohnkurve auf sie nicht zutrifft. Das analysierte Einkommen ist das logarithmierte monatliche Bruttoerwerbseinkommen. Die individuellen lohnbestimmenden Faktoren werden durch eine Einkommensfunktion vom Mincer-Typ kontrolliert, wobei im einzelnen die folgenden Merkmale verwendet werden: Die Ausbildungsdauer in Jahren, die Jahre der Berufserfahrung, die Dauer der Betriebszugehörigkeit, die logarithmierte wöchentliche Arbeitszeit, die berufliche Stellung, sowie sechs Dummy-Variablen, die die Zugehörigkeit zu bestimmten Wirtschaftszweigen erfassen und zwei Dummy-Variablen für 1989 und 1993, um zeitliche Einflüsse zu kontrollieren.

3 Schätzung der Lohnkurve mit gepoolten Individualdaten

Basismodell für die Schätzung der Lohnkurve ist eine auf individuellen Einkommensdaten beruhende Einkommensfunktion (z.B. vom Mincer-Typ), mit der individuenspezifische Bestimmungsfaktoren des Lohns kontrolliert werden können¹. Darüber hinaus ist es erforderlich, nicht beobachtete regionsspezifische Effekte zu kontrollieren.

* Prof. Dr. Ulrich Rendtel lehrt Statistik und Ökonometrie an der Johann-Wolfgang-Goethe Universität Frankfurt/M. Dr. Johannes Schwarze vertritt den Lehrstuhl Sozialpolitik und öffentliche Wirtschaft an der Ruhr-Universität Bochum. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren.

¹ Auf das Problem der Verwendung von Daten auf unterschiedlichem Aggregationsniveau wird hier nicht eingegangen (vgl. dazu die Beiträge von Blien oder Schwarze in diesem Heft).

Sind die nicht beobachteten regionalen Eigenschaften über einen längeren Zeitraum konstant, dann kann die Lohnkurve mit über mehrere Jahre gepoolten individuellen Einkommensdaten geschätzt und so zumindest die fixen regionsspezifischen Effekte durch Dummy-Variablen kontrolliert werden.

Die funktionale Form des monoton fallenden Zusammenhangs zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit ist aus der Theorie nicht eindeutig abzuleiten. Deshalb werden in der Literatur verschiedene ad-hoc Spezifikationen getestet, wobei sich die quadratische (U , U^2), die logarithmische $\ln(U)$ und die log-kubische ($\ln(U)$, $(\ln U)^3$) als gute Approximationen der Lohnkurve erweisen.

Aufschluß über die empirische Funktionsform der Lohnkurve kann auch durch eine semi-parametrische Analyse gewonnen werden, die den funktionalen Zusammenhang von Arbeitslosenquote und Lohnhöhe nicht einschränkt. Die Ergebnisse einer semi-parametrischen Analyse mit den hier verwendeten Daten, sind bei Rendtel / Schwarze (1995) dokumentiert. Als die günstigste parametrische Spezifikation stellte sich dabei ein quadratischer Ansatz in der Arbeitslosenquote heraus. Diese Spezifikation wird in den folgenden Modellen verwendet.

Zunächst wird, wie in der Literatur üblich, ein Pooled-Regression-Modell für die Zeitpunkte 1985, 1989 und 1993 geschätzt:

$$\ln(W_{i,t}) = \beta_{0,t} + X'_{i,t}\beta + \gamma_1 U_{i,t} + \gamma_2 U_{i,t}^2 + \varepsilon_{i,t}$$

$W_{i,t}$ ist das monatliche Bruttoarbeitslohn und X die Matrix der individuellen lohnbestimmenden Merkmale. Der Index i symbolisiert Personen, der Index t die Zeitpunkte. Im Pooled-Regression-Modell wird die Korrelation der $\varepsilon_{i,t}$ über die Zeit ignoriert.

Die mit diesem Modell geschätzten Ergebnisse zeigen einen deutlich signifikanten Zusammenhang zwischen der Lohnhöhe und der Arbeitslosenquote (vgl. Tabelle 1)². Gleichwohl ist die Richtung des Zusammenhangs nicht eindeutig, vielmehr zeigt sich ein parabelförmiger Verlauf³. Abbildung 1 zeigt, daß der von Blanchflower / Oswald postulierte monoton fallende Zusammenhang nur für Arbeitslosenquoten bis 8% gilt (die exakte Nullstelle dieser Funktion liegt bei 8,3), danach kehrt sich der Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit um.

Im negativen Steigungsbereich der Funktion ist der Effekt steigender Arbeitslosigkeit auf den Lohn allerdings nicht sehr hoch. Eine Verdoppelung der Arbeitslosenquote von 4 auf 8% würde nach diesem Modell zu einer durchschnittlichen Lohnsenkung von 4% führen. Ein positiver Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Lohnhöhe zeigt sich bei Arbeitslosenquoten über 8%. Zu bedenken ist, daß in dieser Schätzung der Einfluß regionaler Effekte noch nicht berücksichtigt ist.

Im nächsten Schritt wird das Pooled-Regression-Modell deshalb um Dummy-Variablen für die einzelnen Regionen ergänzt, die über die Zeit unveränderliche regionale Merkmale kontrollieren sollen. Im Idealfall sollten dazu für jede der 75

Tabelle 1: Schätzergebnisse für westdeutsche Lohnkurven mit Paneldaten (t-Werte in Klammern)

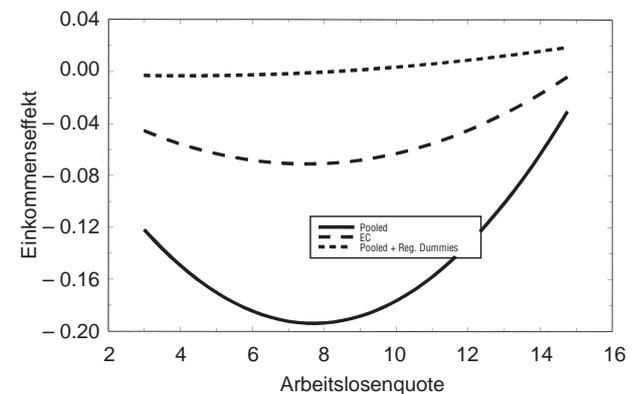
Variable	Pooled-Regression	Pooled-Regression mit 65 Reg.Dummys	Einfaches Varianz-Komponenten Modell (EC)	Verallg. Varianz-Komponenten Modell (GEC)
U	-0.050 (-3.864)	-0.002 (-0.070)	-0.019 (-1.569)	-0.019 (-1.560)
U ²	0.003 (3.927)	0.000 (0.150)	0.001 (1.660)	0.001 (1.570)
σ^2_ε	0.070	0.069	-	-
σ^2_T	-	-	0.023 (28.65)	0.023 (28.11)
σ^2_I	-	-	0.050 (19.15)	0.043 (8.50)
σ^2_R	-	-	-	0.008 (1.736)

Kontrollierte Merkmale in den Schätzungen: Ausbildung, Berufserfahrung, Betriebszugehörigkeit, Arbeitszeit, Wirtschaftszweig, Zeiteffekte.

Anzahl der Beobachtungen: n=2831.

Quelle: SOEP, 1985, 1989 und 1993.

Abbildung 1: Geschätzte Lohnkurven für Westdeutschland mit unterschiedlichen Modellen



Raumordnungsregionen eine Dummy-Variable in das Modell aufgenommen werden. In der Praxis erweist sich dieses Verfahren allerdings als nicht sehr robust, da einige Raumordnungsregionen nur sehr schwach besetzt sind. In diesem Fall war eine Schätzung mit 75 Dummy-Variablen nicht durchführbar und eine Beschränkung auf 65 Variable erforderlich. Die Ergebnisse dieser Schätzung finden sich in der zweiten Spalte von Tabelle 1. Die Berücksichtigung von Dummy-Variablen für Raumordnungsregionen führt dazu, daß der Einfluß der Arbeitslosenquote auf die Lohnhöhe völlig verschwindet. Beide Koeffizienten sind statistisch nicht von Null verschieden.

Allerdings ist der Umkehrschluß, daß nämlich nur die un beobachteten Regionalmerkmale einen Einfluß auf die Lohnbildung haben, ebenfalls nicht stichhaltig. Da in diesem Modell nur die Abweichungen von den regionsspezifischen Mittelwerten analysiert werden, wird man bei geringen intraregionalen (d.h. zeitlichen) Schwankungen der Arbeitslosenrate die möglicherweise hohen interregionalen Effekte der Arbeitslosenrate nicht erkennen.

² Ausführliche Schätzergebnisse und deskriptive Befunde sind in Rendtel / Schwarze (1995) dokumentiert.

³ Dieses Ergebnis erhält man übrigens auch bei der Modellspezifikation mit $\ln(U)$ und $(\ln U)^3$.

4 Die Kontrolle regionaler Effekte durch Paneldaten

Dies wirft die Frage auf, ob nicht noch weitere Möglichkeiten bestehen, nicht beobachtete regionsspezifische Einflüsse zu kontrollieren. Eine Möglichkeit besteht darin, die in individuellen Paneldaten enthaltene Information in einem verallgemeinerten Varianz-Komponenten-Modell (GEC) zu nutzen. In der Einkommensanalyse werden Paneldaten im allgemeinen verwendet, um die unbeobachtete Heterogenität der Personen mittels einer Varianzkomponente zu identifizieren. Hier wird zusätzlich eine regionsspezifische Varianzkomponente eingeführt, um tatsächlich auf die Regionen zurückgehende Unterschiede identifizieren zu können. Das Modell hat dann die folgende Form:

$$\ln(W_{i,rt}) = \beta_{o,rt} + X'_{i,rt}\beta + \gamma_1 U_{i,rt} + \gamma_2 U_{i,rt}^2 + \varepsilon_{i,rt}$$

mit r als Index für die Region. Der Störterm wird in folgende Varianzkomponenten zerlegt:

$$\varepsilon_{i,rt} = \delta_i + \delta_{i,r} + \delta_{i,rt}$$

Die durch $\delta_{i,r}$ repräsentierte Varianzkomponente mißt die Interaktionseffekte der Arbeitnehmer mit der Region⁴. Dies sind also diejenigen Einkommenschwankungen, die durch Regionswechsel der Arbeitnehmer entstehen. Damit $\delta_{i,r}$ identifiziert werden kann, ist also die Beobachtung von Regionswechseln der Arbeitnehmern in der Stichprobe Voraussetzung. Mit zunehmender Dauer des SOEP wird das Auftreten derartiger Regionswechsel immer wahrscheinlicher.

Das Modell wurde mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt (vgl. ausführlich Rendtel / Schwarze 1995). Die Ergebnisse der Schätzungen sind in Tabelle 1 (Spalte 4) dokumentiert.

Im Idealfall sollten die Regionen, auf deren Basis die Arbeitslosenquoten in das Modell eingehen und die Regionen, die die Varianzkomponente identifizieren, identisch sein. Dies würde erfordern, daß man eine ausreichende Zahl von Personen hat, die im betrachteten Zeitraum mindestens einmal die Raumordnungsregion gewechselt haben. In dem hier verwendeten Sample trifft das allerdings nur auf 22 Personen zu und diese Fallzahl ist für die Identifizierung von $\delta_{i,r}$ sicherlich nicht ausreichend. Für die hier präsentierte Analyse verwenden wir für Regionswechsel deshalb nicht die Raumordnungsregionen, sondern die Kreise bzw. kreisfreien Städte. Die Kreiskennziffer des Wohnorts ist für jede Person in jedem Jahr bekannt. Insgesamt konnten so rund 70 Regionswechsler identifiziert werden.

Zunächst werden die Ergebnisse eines einfachen Varianz-Komponenten-Modells diskutiert, in dem nur eine individuen-spezifische Störgröße berücksichtigt wird (EC-Modell in Spalte 3 von Tabelle 1). Für Deutschland ist dies die erste Lohnkurvenschätzung mit Paneldaten⁵. Im Vergleich mit dem einfachen Pooled-Regression-Modell geht der Einfluß der

Arbeitslosenquote auf die Lohnhöhe deutlich zurück. Der Koeffizient der Arbeitslosenquote steigt von -0.05 auf -0.019 und der Koeffizient des quadrierten Terms sinkt von 0.003 auf 0.001. Beide Koeffizienten sind zudem nur noch auf einem sehr niedrigen Niveau signifikant. Abbildung 1 zeigt, daß auch diese Lohnkurve einen parabelförmigen Verlauf hat, allerdings liegt die Nullstelle der Funktion nicht bei einer Arbeitslosenquote von 8.3, wie im Pooled-Modell, sondern bei 9.5. Die geschätzten Einkommenseffekte sind in diesem Modell also deutlich geringer. Eine Verdoppelung der Arbeitslosenquote von 4 auf 8% würde zu einem geschätzten Einkommensrückgang von etwa 2% führen.

Festgehalten werden sollte schon an dieser Stelle, daß sich der Zusammenhang zwischen Lohnhöhe und Arbeitslosigkeit schon dann wesentlich abschwächt, wenn statt eines Pooled-Regression-Modells ein einfaches Varianzkomponenten-Modell genutzt wird, das die individuelle unbeobachtete Heterogenität der Beschäftigten kontrolliert. Es sei aber daran erinnert, daß für das Gros der Stichprobe die Region über die Zeit konstant ist und daß folglich im EC Modell die Varianzkomponente δ_i den Einfluß aller zeitlich konstanten personenbezogenen Merkmale auf den Lohn mißt, also auch den Einfluß der Region.

In der 4. Spalte von Tabelle 1 sind schließlich die Ergebnisse des verallgemeinerten-Varianzkomponenten-Modells wiedergegeben, in dem mittels einer spezifischen Varianzkomponente Interaktionen von Personen und Regionen kontrolliert werden. Die Schätzwerte für die Parameter stimmen im wesentlichen mit denen des einfachen Varianz-Komponenten-Modells überein. Die Tatsache, daß keine größeren Abweichungen zu diesem Modell auftreten, dürfte vor allem an der doch sehr geringen Anzahl von Regionswechslern liegen. Insbesondere sind die geschätzten Parameter der Arbeitslosenquote und deren Quadrat in beiden Modellen identisch.

Angesichts des geringen geschätzten Effekts der regionalen Arbeitslosenquote und seiner niedrigen Signifikanz könnte man zu dem Schluß kommen, daß Regionalmerkmale in Deutschland einen vernachlässigbaren Einfluß auf die Lohnbildung haben. Allerdings wäre diese Schlußfolgerung ungerne gerechtfertigt. Im unteren Teil von Tabelle 1 sind die geschätzten Varianzen des GEC Modells aufgelistet. Hierbei ist auch die Varianzkomponente σ^2_R signifikant von 0 verschieden. Das GEC-Modell postuliert damit sehr wohl die Existenz von Regionaleffekten in einer durchaus bemerkenswerten Größe.

5 Schlußbemerkungen

In diesem Beitrag werden erstmals Schätzungen zur Lohnkurve in Westdeutschland auf Basis individueller Paneldaten vorgelegt. Dabei zeigt sich, daß die Kontrolle nicht beobachteter individueller Heterogenität zu einer deutlichen Abschwächung des Lohnkurvenzusammenhangs führt. Darüber hinaus werden nicht beobachtete regionale Effekte durch ein verallgemeinertes Varianz-Komponenten-Modell kontrolliert. Der Ansatz erscheint insgesamt vielversprechend, auch wenn bezüglich der hier vorgestellten Ergebnisse einige Vorbehalte bestehen bleiben.

So wäre es wünschenswert, daß die Regionalindikatoren für Arbeitslosigkeit und Regionswechsel identisch ermittelt werden könnten. Dazu müßte auf einen Datensatz mit deutlich höherer Fallzahl als beim SOEP zurückgegriffen werden – beispielsweise die Beschäftigtenstatistik⁶. Es wäre daher sinnvoll, das hier vorgestellte Modell mit einem derartigen Datensatz zu schätzen.

⁴ Für die drei Varianzkomponenten wird die Annahme getroffen, daß sie unabhängig normalverteilt sind. Wünschenswert wäre die Aufnahme einer reinen Regionskomponente δ_r , also: $\varepsilon_{i,rt} = \delta_i + \delta_r + \delta_{i,r} + \delta_{i,rt}$. Da für jede Region auch Beobachtungen von mehreren Arbeitnehmern in der Stichprobe sind, ist eine derartige Komponente auch identifiziert. Allerdings ergeben sich schätztechnische Probleme (vgl. Rendtel / Schwarze 1995).

⁵ Für die USA wurden Lohnkurvenschätzungen mit einem einfachen Varianzkomponenten-Modell jüngst von Bratsberg / Turunen (1996) vorgelegt. Diese Arbeit kann hier nicht mehr berücksichtigt werden.

⁶ Voraussetzung ist freilich, daß die Beschäftigtenstatistik regionalisierbar ist und als Panel ausgewertet wird.