

Institut für Arbeitsmarkt-
und Berufsforschung

Die Forschungseinrichtung der
Bundesagentur für Arbeit

IAB

IAB-Discussion Paper

8/2013

Beiträge zum wissenschaftlichen Dialog aus dem Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Einkommenseffekte von Betriebswechslern Neue Befunde für Ostdeutschland

Bastian Alm
Dirk Engel
Antje Weyh

ISSN 2195-2663

Einkommenseffekte von Betriebswechslern

Neue Befunde für Ostdeutschland

Bastian Alm (TU Dortmund, Bundesministerium f. Wirtschaft u. Technologie)

Dirk Engel (FH Stralsund, RWI Essen)

Antje Weyh (IAB Sachsen)

Mit der Reihe „IAB-Discussion Paper“ will das Forschungsinstitut der Bundesagentur für Arbeit den Dialog mit der externen Wissenschaft intensivieren. Durch die rasche Verbreitung von Forschungsergebnissen über das Internet soll noch vor Drucklegung Kritik angeregt und Qualität gesichert werden.

The “IAB-Discussion Paper” is published by the research institute of the German Federal Employment Agency in order to intensify the dialogue with the scientific community. The prompt publication of the latest research results via the internet intends to stimulate criticism and to ensure research quality at an early stage before printing.

Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung	4
Abstract	4
1 Einleitung	5
2 Theoretische Einordnung und empirische Arbeiten	6
2.1 Theoretische Ansätze zu Einkommenseffekten von betrieblicher Mobilität	6
2.2 Bisherige empirische Arbeiten für Deutschland	9
3 Ökonometrischer Ansatz	11
4 Daten	13
4.1 Datenbasis und Identifikation.....	13
4.2 Durchführung des Matching-Verfahrens	17
5 Empirische Ergebnisse zu den Entgeltwirkungen eines Betriebswechsels	20
5.1 Aussagekraft der Ergebnisse.....	20
5.2 Ergebnisse für ausgewählte Untergruppen.....	20
6 Fazit und Ausblick	23
Literatur	23
Anhang	27

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1	Übersicht über die Matching-Variablen	16
Tabelle 2	Unterschiede zwischen Betriebswechslern und Nichtwechslern nach Vorauswahl und Matching.....	18
Tabelle 3	Entgelteffekte für verschiedene Untergruppen	21
Tabelle A 1	Ausprägungen des Merkmals „Ausbildung“	27
Tabelle A 2	Ausprägungen des Merkmals „Stellung im Beruf“	27
Tabelle A 3	Ergebnisse des Probit-Modells zur Bestimmung des Propensity Scores	28
Tabelle A 4	Bestimmungsgrößen der jahresdurchschnittlichen Entgelt- entwicklung – Ergebnisse einer linearen Regressionsanalyse	29

Zusammenfassung

Der Beitrag geht der Frage nach, ob Betriebswechsler ein höheres Wachstum ihres Entgelts erzielen im Vergleich zur hypothetischen Situation, dass diese Wechsler ihren Herkunftsbetrieb nicht verlassen hätten. Zur Beantwortung dieser Frage verwenden wir die Grundgesamtheit aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten mit Arbeitsort in Ostdeutschland im Jahr 2004. Mithilfe eines Propensity Score Matchings spielen wir zunächst jedem Betriebswechsler zwischen 2004 und 2005 einen Nichtwechsler mit ähnlichen Merkmalen zu. Der durchschnittliche Einkommenseffekt des Betriebswechsels ergibt sich, indem zunächst das individuelle Einkommenswachstum zwischen 2004 und 2009 ermittelt und in einem weiteren Schritt die Differenz über alle Betriebswechsler und die ihnen zugespielten betriebsstabilen Beschäftigten berechnet wird. Im Ergebnis dessen weisen Betriebswechsler ein jahresdurchschnittliches Entgeltwachstum von 2,68 % auf und erreichen damit eine signifikant höhere Einkommensdynamik als die Nichtwechsler (1,34 %). Im Rahmen gruppendifferenzierter Analysen gilt unser besonderes Augenmerk den Einkommenseffekten für Betriebswechsler innerhalb Ostdeutschlands und den Betriebswechslern nach Westdeutschland. Sowohl Betriebswechsler innerhalb Ostdeutschlands als auch jene mit Abwanderung nach Westdeutschland erreichen einen höheren Einkommenspfad als betriebsstabile Beschäftigte. Der Effekt ist für Wechsler innerhalb Ostdeutschlands sogar signifikant höher.

Abstract

This paper deals with the medium-term effects of job mobility on the average wage growth of job movers in East Germany. The analysis is based on all employees subject to social insurance contributions working in East Germany in 2004. Using a statistical matching procedure combined with a difference-in-difference estimator, we observe that job movers yield an average annual wage increase of 2.68 % between 2004 and 2009 which is significantly higher than the annual wage growth of selected non-movers (1.34 %). The positive income effect is significantly lower for movers from East to West Germany compared to movers within East Germany.

JEL Klassifikation: J31, R23, C23

Keywords: Inter-regional mobility, wage differentials, statistical matching

1 Einleitung

In den beiden zurückliegenden Dekaden hat sich ein tiefgreifender Wandel auf dem ostdeutschen Arbeitsmarkt vollzogen. Die freie Arbeitsplatzwahl im wiedervereinten Deutschland sowie die deutlich günstigeren Arbeitsmarktbedingungen in West- als in Ostdeutschland waren ursächlich für eine massive Abwanderung in den Westteil der Republik: Zwischen 1991 und 2004 verlegten ca. 2,2 Millionen Personen ihren Hauptwohnsitz aus den neuen in die alten Länder. Unter Berücksichtigung der Migrationsströme in die Gegenrichtung belief sich der (Binnen-)Wanderungsverlust Ostdeutschlands in diesem Zeitraum auf etwa 900.000 Einwohner (Mai 2006: 355).

Die zunehmende Annäherung der Arbeitslosenquoten und Werte der Lebenszufriedenheit zwischen Ost- und Westdeutschland seit 2005/2006 (vgl. Goebel et al. 2009: 132) spricht für eine spürbare Erhöhung der Attraktivität des ostdeutschen Arbeitsmarktes vor dem Ausbruch der Finanz- und Wirtschaftskrise. Damit einher geht die Frage, ob sich in Ostdeutschland genügend attraktive Entgeltmöglichkeiten für Betriebswechsler ergeben, die sich positiv auf ein Abflauen der Ost-West Binnenwanderung bis hin zu einer Umkehrbewegung auswirken können.

Nach den ökonomischen Standardmodellen reflektiert Betriebsmobilität von Beschäftigten in erster Linie die Bereitschaft zum Wechsel des Arbeitgebers, sofern dadurch ein höheres Einkommen realisiert werden kann. Und tatsächlich haben viele empirische Arbeiten gezeigt, dass Betriebswechsler ein stärkeres Entgeltwachstum erzielen als betriebsstabile Beschäftigte. Gleichwohl liegen für Deutschland nur wenige Studien zum Zusammenhang zwischen der Betriebsmobilität und ihren Einkommenseffekten vor, die sich zudem mehrheitlich mit den kurzfristigen Entgeltveränderungen befassen, kaum nach prägenden Merkmalen der Beschäftigten differenzieren und mitunter auf das Gebiet Westdeutschlands beschränken.

Die oben aufgeworfene Fragestellung ordnet sich hier ein, indem eine differenzierte Analyse nach der Zielregion der Betriebswechsler bzw. darüber hinaus nach weiteren Merkmalen vorgenommen wird. Hierzu wird der Zusammenhang zwischen dem Mobilitätsverhalten von sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten mit Wohnsitz in Ostdeutschland und der Entwicklung ihres nominalen Bruttoarbeitsentgelts über einen Zeitraum von fünf Jahren nach dem Jobwechsel untersucht. Ein mehrjähriger Untersuchungszeitraum ist notwendig, um verlässliche Aussagen zur Dauerhaftigkeit des individuellen Ertrags von betrieblicher Mobilität zu treffen. Erstmals werden für die empirischen Analysen, unter Verwendung der Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit, Daten einer Vollerhebung zugrunde gelegt. Dies bietet den Vorteil, dass die Untersuchung im Vergleich zu früheren Studien auf einer wesentlich größeren Anzahl von Betriebswechslern und einer umfangreicheren Auswahl an potenziellen Kontrollbeobachtungen basiert. Die Struktur des empirischen Materials ermöglicht es, Betriebsmobilität in einer tiefen regionalen und sektoralen Gliederung und differenziert nach spezifischen Charakteristika der Betriebswechsler abzubilden. Diese Kombination aus Umfang und Qualität der Datengrundlage ermöglicht es, durch Anwendung eines mikroökonomischen Propensity Score

Matchings zu einer hohen Ähnlichkeit zwischen beiden Gruppen hinsichtlich eines reichhaltigen Sets an einkommensrelevanten Merkmalen zu gelangen und auf dieser Grundlage den Einkommenseffekt von Betriebsmobilität auf individueller Ebene verlässlich abschätzen zu können. Hinzu kommt die zusätzliche Berücksichtigung des betrieblichen Kontextes, der eine exaktere Abgrenzung der Betriebswechsler gestattet und als Einflussgröße betrieblicher Mobilität Berücksichtigung findet. Die daten- und methodenspezifischen Besonderheiten werden schließlich auch dazu genutzt, um abgesehen von der allgemeinen Differenz in der Entgeltentwicklung zwischen den Betriebswechslern und ihren adäquaten Kontrollbeobachtungen weitere – nach soziodemografischen, tätigkeitsspezifischen und betrieblichen Merkmalen getrennte – Analysen durchzuführen.

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Den Ausgangspunkt bilden eine Einbettung der Forschungsfrage in den Kontext relevanter mikroökonomischer Arbeitsmarkttheorien zur Erklärung der Implikationen betrieblicher Mobilität auf das Entgelt und ein kurzer Überblick über bisherige Forschungsarbeiten, die sich mit den Auswirkungen von Betriebsmobilität auf das individuelle Entgelt beschäftigen. In Kapitel 3 wird dargestellt, wie sich die Wirkung betrieblicher Mobilität unter Verwendung des Matching-Verfahrens untersuchen lässt. Kapitel 4 klärt die Datengrundlage, gefolgt von der Darstellung und Interpretation der Ergebnisse der Wirkungsanalyse im fünften Kapitel. Der Beitrag schließt mit zusammenfassenden Bemerkungen und Überlegungen zu zukünftigen empirischen Forschungsvorhaben im Kapitel 6.

2 Theoretische Einordnung und empirische Arbeiten

2.1 Theoretische Ansätze zu Einkommenseffekten von betrieblicher Mobilität

Unter der Annahme rationalen Verhaltens entscheidet sich ein Individuum im neoklassischen Modell für einen Wechsel des Arbeitgebers, wenn die erwartete (abdiskontierte) Entgeltdifferenz zwischen neuem und altem Beschäftigungsbetrieb die Summe der Kosten übersteigt (vgl. Harris/Todaro 1970):

$$\sum_{t=k}^T \frac{E(Y_1) - E(Y_0)}{(1+i)^{t-k}} > K_{ea} + K_M + K_{ep},$$

wobei $E(Y_1)$ bzw. $E(Y_0)$ das erwartete Entgelt beim neuen bzw. alten Arbeitgeber, i den Marktzinssatz, K_{ea} die ex-ante Kosten (insbesondere Such-, Informations-, Verhandlungs- und Vertragskosten), K_M etwaige Mobilitätskosten (Pendler-, Umzugskosten) und K_{ep} die ex-post Kosten (u. a. Kosten der Aufgabe sozialer Bindungen) repräsentiert. Es gilt als unstrittig, dass die hohe Abwanderung aus Ostdeutschland im Zeitraum 1989 bis 1994 aus individuell-ökonomischen Kalkülen insbesondere auf die historische Veränderung des politischen Systems zurückzuführen ist. Da der letztgenannte Aspekt längst nicht mehr als Erklärungsgrundlage für stark ausgeprägte Binnenwanderungssalden zwischen Ost- und Westdeutschland herangezogen werden kann, ließe sich ein abnehmender negativer Wanderungssaldo in den neuen Ländern nach neoklassischer Auffassung mit einer Konvergenz der Einkom-

men zwischen den beiden vormals getrennten Staaten begründen (vgl. dazu auch Hunt 2001 und Kemper 2004).

Nachfolgend werden jene Elemente verschiedener Arbeitsmarkttheorien vorgestellt, die sich etwas differenzierter mit dem Zusammenhang zwischen Betriebsmobilität und dem individuellen Einkommenswachstum beschäftigen. Die einzelnen Ansätze lassen sich hinsichtlich ihrer Bewertung der Beweggründe und Entgeltwirkung betrieblicher Mobilität in zwei verschiedene Gruppen untergliedern (vgl. Blien/Rudolph 1989: 554 ff.): Ein Teil (*Humankapitaltheorie, Segmentationstheorien*) fokussiert auf die Produktivitätsveränderungen durch Qualifikationsmaßnahmen von Arbeitnehmern bzw. deren Zugehörigkeit zu einem bestimmten (Arbeitsmarkt-)Segment im Rahmen bestehender Beschäftigungsverhältnisse und konzediert, dass betriebsstabile Beschäftigte ein höheres Einkommenswachstum erreichen als Betriebswechsler. Dagegen wendet sich der andere Teil der hier relevanten arbeitsmarkttheoretischen Ansätze (*Job-Search-Ansätze, Job-Match-Ansätze*) der Betrachtung alternativer Beschäftigungsverhältnisse potenzieller Betriebswechsler zu und lässt eine positive Wirkung von betrieblicher Mobilität auf die Entgeltentwicklung erwarten.

Humankapitaltheorie

Die Humankapitaltheorie (vgl. Schultz 1961; Becker 1962; Mincer 1974) basiert u. a. auf der Hypothese, dass Investitionen in die Qualifikation von Arbeitskräften zu einem Anstieg ihrer Produktivität und damit – im Falle der Grenzproduktivitätsentlohnung – auch ihres Entgelts führen. Dabei ist zwischen allgemeinem und spezifischem Humankapital zu differenzieren. Während sich allgemeines Humankapital im Zuge der schulischen und beruflichen Ausbildung akkumulieren und weitgehend unabhängig vom konkreten Arbeitgeber nutzen lässt, wird spezifisches Humankapital im Rahmen der ausgeübten Tätigkeit im jeweiligen Beschäftigungsbetrieb (on-the-job training) über die Zeit gebildet und ist auch nur dort nutzbar. Die betrieblichen Kosten im Rahmen der Akkumulation spezifischen Humankapitals, die nicht selten zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer geteilt werden (vgl. Creedy/Whitfield 1988: 102), sind nicht unerheblich, sodass Arbeitgeber in aller Regel geeignete Maßnahmen zur Bindung ihrer Beschäftigten mit einem hohen spezifischen Humankapital ergreifen. Hierzu zählt mithin die Zahlung von (Senioritäts-)Löhnen oberhalb des – für das jeweilige Qualifikationsniveau üblichen – Marktlohns. Aus Beschäftigtenperspektive bestünde bei einem Wechsel des Arbeitgebers das Risiko einer Entwertung betriebsspezifischer Qualifikationen (vgl. Sallett 2010: 28 f.) und folglich eines Einkommensrückgangs. Vor diesem Hintergrund sind die Ergebnisse von Schneider (2007) plausibel, der in seiner Analyse für Deutschland einen negativen Zusammenhang zwischen dem Alter (und damit ceteris paribus auch dem spezifischen Bestand an Humankapital) und der Wechselbereitschaft sowie dem Einkommenswachstum und dem Alter von Betriebswechslern ermittelt.

Segmentationstheorien

Im Gegensatz zur Humankapitaltheorie gründen segmentationstheoretische Beiträge (vgl. Doeringer/Piore 1971; Sengenberger 1987¹) auf der Annahme, dass die Bereitschaft zu betrieblicher Mobilität und Entlohnung von Beschäftigten wesentlich von deren Zugehörigkeit zu bestimmten Teilarbeitsmärkten determiniert wird. Sengenberger (1987) grenzt dabei drei verschiedene Subgruppen von Arbeitsmarkttypen ab: festgelegte Berufsabschlüsse voraussetzende berufsfachliche, maßgeblich auf den betriebsspezifischen Qualifikationen der Arbeitnehmer gründende betriebsinterne sowie – im Sinne einer gemeinhin fehlenden längerfristigen Bindung zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer und geringen Regulierung – unstrukturierte Arbeitsmarktsegmente. Die einzelnen Segmente unterscheiden sich hinsichtlich des Ausmaßes betrieblicher Mobilität und der zu erwartenden individuellen Einkommenswirkung. Dabei wird davon ausgegangen, dass die Anzahl der Betriebswechsler insbesondere im unstrukturierten Segment vergleichsweise hoch und die zu erwartende Einkommensperformance infolge des hohen Anteils von Niedriglohnssektoren in diesem Bereich tendenziell unterdurchschnittlich ist. Ganz anders gestaltet sich die Situation in den betriebsinternen Teilbereichen insofern, als dass aufgrund der starken Bindung zwischen Arbeitgebern und Arbeitnehmern die Bereitschaft für eine hohe Betriebsmobilität ungleich geringer ist. Bei einem Wechsel des Arbeitgebers bestünde auf Seiten der Arbeitnehmer allerdings wiederum die Gefahr einer Entwertung betriebsspezifischen Wissens, sodass auch in diesem Teilbereich negative Auswirkungen von Betriebsmobilität auf die Einkommenschancen zu erwarten wären. Im berufsfachlichen Segment ist der Wechsel von Beschäftigten zwischen Betrieben aufgrund der Standardisierung von Qualifikationserfordernissen grundsätzlich zwar relativ wahrscheinlich. Aber auch für diesen Teilbereich wird aufgrund der ausgeprägten wechselseitigen Bindung zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer kein positiver Einkommenseffekt durch Betriebsmobilität erwartet.

Job-Search- und Job-Matching-Ansätze

In Job-Search-Ansätzen (vgl. u. a. König 1978; McKenna 1985) wird die Hypothese formuliert, dass arbeitssuchende Personen bzw. Arbeitnehmer hinsichtlich der Einkommenshöhe in alternativen Beschäftigungsmöglichkeiten nicht perfekt informiert sind. In einigen Studien wurde der Frage nachgegangen, ob und unter welchen Bedingungen es zur Aufnahme eines Beschäftigungsverhältnisses bzw. zum Betriebswechsel kommt. Grundsätzlich wird in diesem Zusammenhang erwartet, dass die Bereitschaft zum Betriebswechsel die Aussicht auf eine Einkommensverbesserung in gewisser Weise voraussetzt (vgl. Blien/Rudolph 1986: 555). In den eng verwandten Job-Matching-Modellen (z. B. Jovanovic 1979; Mortensen 1988) wird angenommen, dass vor Beginn jedes neuen Beschäftigungsverhältnisses eine zweifache Informationsasymmetrie zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer besteht: Arbeitgeber besitzen nur unzureichende Kenntnis über das tatsächliche Qualifikationsprofil der Arbeitnehmer, die wiederum nicht umfassend über die konkreten Anforderungen

¹ Für eine Übersicht über spätere Abgrenzungen von Arbeitsmarktsegmenten in Deutschland siehe Kalina (2012: 53 ff.).

am neuen Arbeitsplatz informiert sind. Unter der Annahme, dass die Arbeitsproduktivität und damit das Entgelt wesentlich von der Güte der Zuordnung (Match) zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer determiniert werden, steigt die Wahrscheinlichkeit von betrieblicher Mobilität im Falle einer starken Diskrepanz zwischen den Anforderungen der Arbeitgeber und den Erwartungen und/oder der Qualifikation der Arbeitnehmer nach Aufnahme des Beschäftigungsverhältnisses. In diesem Fall führt ein Wechsel des Arbeitgebers zu verbesserten individuellen Einkommenschancen, sofern zwischen dem Betriebswechsler und dem neuen Beschäftigungsbetrieb im Vergleich zum vorherigen Beschäftigungsverhältnis ein besserer Match zustande kommt. Damit stellt sich die Frage, ob sich die ostdeutschen Betriebswechsler von der geringen Einkommensmobilität in den neuen Ländern (vgl. dazu etwa Riphahn/Schnitzlein 2012) abheben können.

2.2 Bisherige empirische Arbeiten für Deutschland

Es existiert eine Vielzahl von internationalen Studien, die auf einen positiven Einkommenseffekt betrieblicher Mobilität hindeuten (bspw. Mincer/Jovanovic 1981; Bartel/Borjas 1981; Antel 1991; Glaeser/Maré 2001; Pekkala 2002; Yankow 2003; Böheim/Taylor 2007; Ham/Li/Reagan 2010; Kennan/Walker 2011). Nur in wenigen empirischen Untersuchungen wird eine negative Auswirkung der Betriebsmobilität auf die individuelle Einkommensveränderung ermittelt (vgl. etwa Light/McGarry 1998; Munasinghe/Sigman 2004). Für das Gebiet der Bundesrepublik Deutschland, und im Speziellen für Ostdeutschland, wurden vergleichsweise wenige empirische Analysen zum Zusammenhang zwischen der betrieblichen Mobilität und der Einkommensentwicklung von Beschäftigten veröffentlicht. Basierend auf den Daten des Sozioökonomischen Panels (GSOEP) hat Zimmermann (1998) eine Untersuchung zu dieser Forschungsfrage vorgelegt. Dabei kommt der Autor zu dem Ergebnis, dass der Wechsel innerhalb eines Betriebes im Durchschnitt über alle Beobachtungsfälle mit einer Entgelteinbuße korrespondiert. Ebenfalls unter Verwendung des Datenmaterials des GSOEP und einer OLS-Schätzung kommt Hunt (2001) ergänzend zu dem Befund, dass ostdeutsche Beschäftigte, die zwischen 1990 und 1991 den Betrieb wechselten, einen signifikanten unmittelbaren Entgeltzuwachs gegenüber den betriebsstabilen Beschäftigten verzeichnen, der sich allerdings über den Beobachtungszeitraum (1991 bis 1996) hinweg abschwächt. Innerhalb der Gruppe der Betriebswechsler ist das durchschnittliche Einkommenswachstum für jene Beschäftigten am größten, deren neuer Arbeitgeber in den alten Ländern liegt. Dagegen ermittelt Zaiceva (2006) unter Einsatz von parametrischen sowie nicht-parametrischen Verfahren und des GSOEP (1991 bis 2001) als Datengrundlage keinen signifikanten Einkommenseffekt betrieblicher Mobilität.

In der Folgezeit wurde eine Reihe von Studien veröffentlicht, die auf das Material der Regionalstichprobe aus der Beschäftigungsstatistik (IAB-REG) zurückgreifen. So schätzen Brücker/Trübswetter (2007) eine Mincer-Lohnleichung mit Selektionskorrektur für Personen mit regionaler Betriebsmobilität. Als Resultat dieser Untersuchung ergibt sich ein positives Einkommensdifferenzial in Höhe von ca. 20 % für

Personen, die zwischen 1992 bis 1997 von einem ostdeutschen Betrieb zu einem westdeutschen Betrieb wechselten gegenüber Personen, die während dieser Zeit in Ostdeutschland blieben. Hacket (2008) bestimmt unter Verwendung der aktualisierten regionalen Beschäftigtenstichprobe die Einkommensfolgen von Betriebsmobilität für jene Beschäftigten aus Ost- und Westdeutschland, die zwischen 1992 und 1999 ihre berufliche Tätigkeit aufgenommen haben. Durch eine Gegenüberstellung der Einkommensentwicklung von Betriebswechslern und betriebsstabilen Beschäftigten auf Grundlage von Ereignisanalysen (Piecewise-Constant-Exponentialmodelle) kommt die Verfasserin zu dem Ergebnis, dass insbesondere in Ostdeutschland für die Gruppe der Jobwechsler signifikant häufiger hohe volatile individuelle Einkommensverläufe (mind. +/- 20 %) zu beobachten sind als für betriebsstabile Berufsanfänger. Insgesamt weisen betriebsmobile Beschäftigte in den neuen Ländern zwar höhere Einkommenswachstumsraten auf als betriebsstabile Beschäftigte; allerdings reicht die Differenz in den Veränderungsraten lediglich aus, um den Abstand in der durchschnittlichen Einkommenshöhe zwischen beiden Gruppen in der Ausgangssituation zu kompensieren.² Besonders hoch ist das Einkommensverlustrisiko des Betriebswechsels in der Gruppe der Geringqualifizierten. Hacket führt den vergleichsweise schwachen Einfluss der Betriebsmobilität auf die Einkommensperformance der ostdeutschen Betriebswechsler gegenüber deren westdeutschen Pendanten darauf zurück, dass in den neuen Ländern unsichere Beschäftigungssituationen, die gegen eine allzu starke Verhandlungsposition bei potenziellen Arbeitgebern sprechen, vergleichsweise häufig zu beobachten sind. Lehmer/Möller (2008) verwenden für ihre – auf westdeutsche Vollzeitbeschäftigte beschränkte – Analyse der Entgelteffekte regionaler Betriebsmobilität, definiert als Wechsel des siedlungsstrukturellen BBR-Regionstyps, das Material der 1 %-igen IAB-Regionalstichprobe (IAB-REG) betrieblicher Mobilität. Nach Anwendung eines Propensity Score Matchings auf Grundlage von einkommensrelevanten Merkmalen im Jahre 1996 gelangen sie zu dem Ergebnis, dass die regionalen Betriebswechsler im ersten Jahr nach dem Berufswechsel (1996/1997) einen Entgeltzuwachs von 4,91 % verbuchen. Nichtwechsler erzielen hingegen nur einen Zuwachs von 2,63 %. In einer weiteren Arbeit schätzen Lehmer/Ludsteck (2011) unter Nutzung der Beschäftigtenhistorik (BeH) den Einkommenseffekt betrieblicher Mobilität für eine Teilgruppe der westdeutschen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (männliche Vollzeitbeschäftigte im Alterskorridor 20 bis 60 Jahre mit Berufsabschluss) im Zeitraum 1999 bis 2005 gegenüber einer 10 %-igen Zufallsstichprobe von betriebsstabilen Beschäftigten (1999/2000 und 2000/2001, jeweils zum 30.06.). Um gegebenenfalls heterogene Wirkungen der betrieblichen Mobilität von Beschäftigten in räumlicher Hinsicht herausarbeiten zu können, differenzieren die Autoren zudem vier verschiedene Regionstypen auf Grundlage der schon von Lehmer/Möller genutzten BBR-Abgrenzung. Die Ergebnisse der Fixed-Effekt-Schätzungen zeigen positive Einkommenseffekte für die Betriebswechsler, wobei der Entgeltzuwachs junger Betriebswechsler besonders groß

² Zu einem ähnlichen Resultat gelangen auch Blien/Rudolph (1989) in ihrer regressionsanalytischen Schätzung der Einkommenseffekte von (als freiwillig interpretierter) Betriebsmobilität.

ist. Ähnlich positiv ist der Befund für Beschäftigte, die von Gebieten geringer Dichte in stärker besiedelte Regionen wechseln.

Die Übersicht über die durchgeführten Untersuchungen hat gezeigt, dass insbesondere für das Gebiet der neuen Länder bisher wenig empirisch abgesichertes Wissen hinsichtlich der Einkommenseffekte von betrieblicher Mobilität besteht. Gerade mit Blick auf die Verbesserungen in der Einschätzung von Lebenszufriedenheit und Entgeltsituation (vgl. Goebel et al. 2009: 132) in Ostdeutschland stellt sich die Frage, ob ein Arbeitsplatzwechsel nach Westdeutschland, wie gemeinhin vermutet wird, immer noch einen erheblichen Einkommensaufschlag zur Folge hat. Sofern dies bejaht wird, spricht dies für einen anhaltenden Prozess des Brain Drain. Ebenso untersuchen die genannten Studien mehrheitlich bestimmte Teilgruppen von Betriebswechslern und deren kurzfristigen Auswirkungen und gewähren folglich nur begrenzt Einblick in Unterschiede zwischen verschiedenen Aspekten und den mittelfristigen Einkommenseffekten von betrieblicher Mobilität. Wenig Beachtung findet dazu weithin die vorherige Einkommensdynamik der (Nicht-)Betriebswechsler, die die individuelle Entgeltentwicklung – wie eigene Probit-Schätzungen zeigten – signifikant beeinflussen. An dieser Stelle setzt die eigene empirische Analyse an.

3 Ökonometrischer Ansatz

Die Analyse der Wirkung betrieblicher Mobilität von Beschäftigten auf ihr Einkommen wäre nicht überaus voraussetzungsvoll, wenn damit nicht zwei methodische Schwierigkeiten einher gehen würden: das fundamentale Evaluationsproblem und das Selektionsproblem. Erstgenannte Einschränkung wäre nicht vorhanden, wenn die Betriebswechsler in zwei verschiedenen Zuständen beobachtet werden könnten; zum einen nach dem erfolgten Wechsel des Arbeitgebers und zum anderen in der hypothetischen Situation ohne Jobwechsel. Das fundamentale Evaluationsproblem (Heckman et al. 1999: 1879) liegt nun darin, dass die Einkommensveränderung der Betriebswechsler nicht gleichzeitig in der kontrafaktischen Situation des Nicht-Jobwechsels beobachtet werden kann. Das Selektionsproblem hat wiederum zur Konsequenz, dass das Potenzial aller betriebsstabilen Beschäftigten keine adäquate Kontrollgruppe für den hypothetischen Zustand des Nicht-Betriebswechsels der Jobwechsler darstellt, weil sich beide Gruppen im Hinblick auf einkommensrelevante Variablen systematisch unterscheiden.³

Zur Lösung des Evaluations- und Selektionsproblems haben Roy (1951) und Rubin (1974) mit dem sogenannten *potential outcomes framework*⁴ einen adäquaten Lösungsansatz konzipiert.⁵ Im Kern geht es bei diesem nicht-experimentellen

³ Eine lineare Regressionsanalyse würde die Entgelteffekte verzerrt schätzen, da ein Vergleich der Wechsler zu allen Nichtwechslern und nicht zum am besten geeigneten Nichtwechsler vorgenommen wird.

⁴ Wesentliche Elemente dieses Ansatzes finden sich bereits in früheren Arbeiten, siehe u. a. Neyman (1923).

⁵ Weitere methodische Ansätze der ökonometrischen Wirkungsanalyse werden u. a. in Heckman et al. (1999) dargestellt.

Matching-Ansatz darum, für jeden Betriebswechsler eine Kontrollbeobachtung zu finden, die ihm bezüglich aller das Entgelt beeinflussenden Charakteristika weitgehend ähnlich ist. Im Idealfall unterscheiden sich die Betriebswechsler und die diesen zugeordneten Nichtwechsler ausschließlich im Hinblick auf die Ausprägung der dichotomen Variable, die den Arbeitgeberwechsel kennzeichnet („statistischer Zwilling“). In diesem Fall lässt sich das Einkommen der ausgewählten Nichtwechsler als Proxy für das kontrafaktische Entgelt bei Nicht-Jobwechsel der Betriebswechsler interpretieren.

Die wesentliche Annahme des Matching-Verfahrens besteht darin, dass das potenzielle Entgelt von Beschäftigten mit den gleichen entgeltrelevanten Eigenschaften X statistisch unabhängig von einem potenziellen Jobwechsel ist. Diese Prämisse hat als *Ignorable Treatment Assignment Assumption* (Rosenbaum und Rubin 1983: 43) bzw. *Conditional Independence Assumption* (Lechner 2001: 9) Eingang in die Literatur gefunden. Sie erfordert, dass in X alle Kovariaten enthalten sind, die die Wahrscheinlichkeit eines Jobwechsels und das Entgelt gemeinsam beeinflussen. Zusätzlich wird noch angenommen, dass kausale Effekte der beruflichen Mobilität auf das individuelle Entgelt von dem (Nicht-)Jobwechsel anderer Beschäftigter unbeeinflusst bleiben (*Stable Unit Treatment Value Assumption*, vgl. Holland/Rubin 1988: 205).

Bei der Zuordnung der Nichtwechsler zu den Betriebswechslern gilt zu beachten, dass die Paarbildung mit steigender Zahl bzw. bei einem großen Wertebereich der Kovariaten immer komplizierter wird.⁶ Folglich erfordert die Entscheidung für die zum Einsatz kommende Zuordnungssystematik eine Abwägung von Quantität und Qualität der Matching-Paare. Bei Verwendung größerer Datensätze bietet sich ein zweistufiges Verfahren an (vgl. u. a. Almus et al. 1998). Im ersten Schritt gilt es, hinsichtlich besonders einkommensrelevanter Einflussfaktoren des Entgelts Gleichheit innerhalb der einzelnen Paare zu erzielen (*Covariate Matching*). Dafür werden auf Basis der Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit für jeden Betriebswechsler alle Nichtwechsler mit identischen Ausprägungen in den Merkmalen Geschlecht, Staatsangehörigkeit, sektorale und regionale Zugehörigkeit gesucht, da diesen Charakteristika in empirischen Arbeiten immer wieder ein großer Einfluss auf die individuelle Entgeltentwicklung zugeschrieben wird. Bei metrischen Größen würde die Vorgabe einer identischen Ausprägung zwangsläufig zu einer erheblichen Reduktion von Zwillingspaaren führen. In diesen Fällen empfiehlt sich die Vorgabe von Intervallen für metrische Bestimmungsgrößen (vgl. u. a. Engel 2003 für ein solches Vorgehen).

Sofern mehr als ein Nichtwechsler die Identitätsforderung erfüllt, wird in einem weiteren Schritt aus allen Kontrollbeobachtungen mit Gleichheit in obigen Variablen nur jener als Kontrollbeobachtung des Betriebswechslers ausgewählt, der ihm in Hinblick auf den sogenannten Propensity Score am ähnlichsten ist (*Nearest-Neighbor*).

⁶ Wenn die Ähnlichkeit von Beschäftigten etwa anhand von n dichotomen Merkmalen kontrolliert werden soll, beträgt die Anzahl der zu überprüfenden Matching-Kombinationen 2^n .

Matching). Dieses eindimensionale Maß berücksichtigt neben den Variablen des Covariate Matching weitere Matching-Variablen und repräsentiert die Wahrscheinlichkeit dafür, dass ein sozialversicherungspflichtig Beschäftigter – in Abhängigkeit seiner Charakteristika – den Arbeitgeber wechselt ($d = 1$). Die Wahrscheinlichkeit wird für alle sozialversicherungspflichtig (SV) beschäftigten Personen beider Gruppen mithilfe eines Probit-Modells geschätzt. Die Prozedur der Zuweisung einer Kontrollbeobachtung folgt dem „Ziehen mit Zurücklegen“, sodass ein Nichtwechsler mehr als einmal als Kontrollbeobachtung für verschiedene Job-Wechsler ausgewählt werden kann.

Die Validität der im Rahmen eines Matching-Verfahrens gewonnenen Ergebnisse hängt davon ab, ob eine möglichst hohe Ähnlichkeit der beiden Gruppen hergestellt und folglich das Selektionsproblem gelöst werden kann.⁷ Dabei ist zu vermuten, dass sich die Unterschiede zwischen den Betriebswechslern und Nichtwechslern nicht auf die beobachteten Merkmale beschränken, sondern auch hinsichtlich unbeobachtbarer Einflussfaktoren bestehen könnten. Aus diesem Grund kommt in einem letzten Schritt der so genannte Conditional Difference-in-Differences Estimator (DiD, siehe Heckman et al. 1997: 612 ff.) zum Einsatz. Hierbei wird nicht auf den Vergleich der Entgelte in den Perioden nach Jobwechsel abgestellt, sondern die Entgeltentwicklung der Betriebswechsler (erste Differenz, $(Y_{t_1}^1 - Y_{t_0}^0 | d = 1)$) mit der entsprechenden Veränderung der Nichtwechsler (zweite Differenz, $(Y_{t_1}^1 - Y_{t_0}^0 | d = 0)$) kontrastiert. Der durchschnittliche Effekt auf das Entgelt der Betriebswechsler (average treatment effect on the treated, α_{ATT}) ließe sich dann wie folgt berechnen:

$$\alpha_{ATT_{DiD}} = E[Y_{t_1}^1 - Y_{t_0}^0 | d = 1] - E[Y_{t_1}^0 - Y_{t_0}^0 | d = 0],$$

wobei $d = 1$ den Zustand des Jobwechsels und $d = 0$ den Zustand des Nicht-Jobwechsels repräsentiert.

4 Daten

4.1 Datenbasis und Identifikation

Für die Untersuchung des durchschnittlichen Effektes der beruflichen Mobilität auf die individuelle Einkommensentwicklung wird in dieser Studie die Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit der Jahre 1999 bis 2009 verwendet. Diese amtliche Statistik stellt eine Totalerhebung für alle sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in der Bundesrepublik Deutschland dar. Sie beinhaltet alle Angaben, die die Arbeitgeber im Zuge eines mehrstufigen Meldeverfahrens zur gesetzlichen Kranken-, Renten- und Arbeitslosenversicherung für ihre voll sozialversicherungspflichtig und geringfügig entlohnten Beschäftigten mit Arbeitsort im Bundesgebiet tätigen. Nicht zu diesem Personenkreis zählen Erwerbstätige, für die keine Sozialversicherungspflicht besteht. Dabei handelt es sich um Beamte, Selbstständige,

⁷ Die Gültigkeit der CIA ist methodisch nicht überprüfbar (Lechner 2008: 192).

mithelfende Familienangehörige, Richter, Berufssoldaten, Wehrpflichtige, Zivildienstleistende und ordentlich Studierende. Insgesamt umfasst die Beschäftigungsstatistik 70 bis 80 % aller Erwerbstätigen (z. B. Lehmer/Möller 2008: 659 und Haas 2001: 130).

Das Material der Beschäftigungsstatistik eignet sich für die hier angestrebte Wirkungsanalyse insbesondere, da erhebungsbedingte Verzerrungen zwischen beiden Gruppen aufgrund der Nutzung dieser einheitlichen Datenquelle ausgeschlossen werden können. Darüber hinaus zeichnet sich die Beschäftigungsstatistik durch ein hohes Maß an Genauigkeit ihrer Angaben aus, da die Pflichtmeldungen der Arbeitgeber mit umfangreichen Prüf- und Korrekturverfahren der zuständigen Annahmestellen und der Deutschen Rentenversicherung gepflegt werden (vgl. Krzyanowski 2007: 1058). Die Anwendung des Propensity Score Matchings erfordert eine hinreichend große Anzahl adäquater Kovariaten sowie – insbesondere im Verhältnis zur Zahl der Betriebswechsler – eine hinreichend große Gruppe von Kontrollbeobachtungen. Beides ist durch das in dieser Studie verwendete empirische Material gewährleistet. Grundlage der Analysen sind die Hauptbeschäftigungs-Spells⁸ der Beschäftigungshistorik (BeH), die vom IAB stichtagsbezogen zum 30.06. eines jeden Jahres und für jeden sozialversicherungspflichtig Beschäftigten aufbereitet und bereitgestellt wurden.

Als Unterscheidungsmerkmal zwischen den Betriebswechslern und Nichtwechslern dient die binäre Treatment-Variable. Diese nimmt den Wert 1 für solche sozialversicherungspflichtige Beschäftigte an, die zwischen 2004 auf 2005 die Betriebsnummer gewechselt haben. Umgekehrt bedeutet dies, dass sich die Gruppe der permanenten Nichtwechsler (Treatment=0) aus solchen Personen zusammensetzt, die von 2004 bis 2009 ihren Beschäftigungsbetrieb überhaupt nicht gewechselt haben. Vorteil dieser Restriktion ist, dass mögliche Verzerrungen des Ergebnisses aufgrund betrieblicher Mobilität der Nichtwechsler zu einem späteren Zeitpunkt ausgeklammert werden. Dem steht der Nachteil gegenüber, dass die Gruppe der permanenten Nichtwechsler eine potenziell selektive Menge darstellt. Gleichwohl lassen sich bezüglich der Art der Selektionsverzerrung keine klaren Aussagen treffen: So könnte das betriebsspezifische Humankapital so hoch sein, dass ein Jobwechsel mit erheblichen Entgelteinbußen einhergehen würde, was für einen Einkommensvorsprung der Betriebswechsler gegenüber den Nichtwechslern sprechen würde. Umgekehrt wäre allerdings auch denkbar, dass die betriebsstabilen Beschäftigten aufgrund unbeobachtbarer Merkmale geringere Chancen auf einen (karrierebedingten) Wechsel zu einem alternativen Arbeitgeber haben.

Zur Abgrenzung „echter“ Betriebswechsler von solchen Wechseln, die statistisch verursacht werden (z. B. Betriebsnummernwechsel, wenn der Inhaber der Firma

⁸ Als Hauptbeschäftigungs-Spell wurde jener definiert, der bei Mehrfachbeschäftigungsverhältnissen die längste Dauer zwischen dem 30.06. eines Jahres und dem 30.06. des Folgejahres darstellt. Geringfügige Beschäftigungen sind nur dann enthalten, wenn es sich um das Hauptbeschäftigungsverhältnis handelt.

wechselt) orientiert sich das hiesige Vorgehen an Hethey/Schmieder (2010), wobei hier im Gegensatz dazu, die „Grenze“ für Kleinstbetriebe bei fünf anstelle drei Beschäftigter gezogen wird, d. h. ein unechter Betriebswechsler wird definiert, wenn in Betrieben bis fünf Beschäftigte 100 % der Belegschaft der neuen Betriebsnummer in derselben alten Betriebsnummer waren. Bei Betrieben bis 20 Beschäftigte wird der Prozentsatz auf 80 gesetzt. Wenn Betriebe mehr als 20 Beschäftigte haben, gilt hier das 50 %-Kriterium. Die von uns gewählte Abgrenzung ist damit enger im Vergleich zu den für Deutschland vorliegenden Studien zu Entgelteffekten betrieblicher Mobilität.

Wie in Kapitel 3 dargelegt, beruht das Matching-Verfahren auf individuellen Charakteristika, die die Wahrscheinlichkeit eines Jobwechsels und die Entgeltentwicklung gleichermaßen beeinflussen. In der Tabelle 1 sind jene Variablen aufgeführt, die mindestens eines der beiden Kriterien erfüllen und im Material der Beschäftigungsstatistik enthalten sind. Die Auswahl der Variablen orientiert sich an Ergebnissen der erwähnten früheren theoretischen und empirischen Arbeiten, wonach Alter, Bildung, Geschlecht, Wechselerfahrung und der betriebliche Kontext von zentraler Bedeutung zur Erklärung eines Betriebswechsels sowie der Entgeltentwicklung sind. Beispielsweise haben Frauen eine geringere Wahrscheinlichkeit des Betriebswechsels und erzielen darüber hinaus ein signifikant geringeres Entgelt. Ergänzend zu früheren Arbeiten berücksichtigen wir überdies das vorherige individuelle Einkommensniveau und das Merkmal, ob der Herkunftsbetrieb vor der Schließung steht. Aufgrund der zu erwartenden Arbeitslosigkeit infolge rückläufiger Beschäftigungsentwicklung in diesen Betrieben (vgl. z. B. Almus 2004; Carreira/Teixeira 2011; Fackler et al. 2012) dürfte dieses Merkmal die individuelle Wechselentscheidung nicht unerheblich beeinflussen.

Tabelle 1
Übersicht über die Matching-Variablen

Treatment	Dummy 1: <i>Betriebswechsler</i> Beschäftigungsbetrieb zum 30.06. des Jahres 2005 stimmt nicht mit Beschäftigungsbetrieb zum 30.06. des Jahres 2004 überein 0: <i>Nichtwechsler</i> Kein Wechsel des Beschäftigungsbetriebes zwischen 2004 und 2009
Erklärende Größen	Operationalisierung
Geschlecht	Dummy; 1: weiblich; 0: männlich
Staatsangehörigkeit	Dummy; 1: deutsche Staatsangehörigkeit; 0: Ausländer
Alter	Alter in Jahren
Ausbildung	Höchster Bildungsabschluss (Schlüssel B1)
Wirtschaftszweig	Sektorale Gliederung nach der WZ 93 (Zweisteller)
Region (Arbeitsort)	Arbeitsmarktregionen (Gebietsstand 31.12.2008)
Stellung im Beruf	Position innerhalb des Betriebes (Schlüssel B2)
Anzahl der Wechsel	Anzahl der Betriebswechsel zwischen 30.06.1999 und 30.06.2004, gemessen über die Änderung der Betriebsnummer zwischen zwei aufeinanderfolgenden Hauptbeschäftigungs-Spells
Betrieb steht vor Schließung	Betriebsnummer existiert zwei Jahre später nicht mehr
Vorheriges Entgelt	Durchschnittliches Bruttoarbeitsentgelt pro Tag, d. h. Bruttoarbeitsentgelt des Hauptbeschäftigungsverhältnisses dividiert durch die Zahl der Tage im Meldezeitraum zwischen dem 30.06.2004 und dem 30.06.2003
Vorherige Entgeltveränderung	Durchschnittliche jährliche Veränderung des Bruttoarbeitsentgelts pro Tag zwischen dem 30.06.1999 und 30.06.2004

Quelle: Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit, eigene Darstellung.

Das individuelle Entgelt wird durch das (durchschnittliche) Bruttoarbeitsentgelt pro Tag gemessen. Es gilt dabei zu beachten, dass die Arbeitgeber bei ihren Meldungen das monatliche Bruttoarbeitsentgelt auf ganze EUR abschneiden. Dies kann bei der Berechnung des durchschnittlichen Bruttoarbeitsentgelts pro Tag zu einem maximalen Fehler in Höhe von 0,99 EUR führen. Wesentlich bedeutender ist der Umstand, dass das Entgelt nur innerhalb der Grenzen der Rentenversicherung für Arbeitnehmer und Angestellte ausgewiesen wird. Entgelte, die über der Beitragsbemessungsgrenze der Rentenversicherung liegen, werden deshalb in Höhe der jeweiligen Grenze angegeben. Die Beitragsbemessungsgrenze wurde im Laufe der Jahre angehoben und stieg in Ostdeutschland von rd. 44.790 EUR im Jahre 2001 über 52.200 EUR in 2004 auf 54.600 EUR in 2009. Über alle Individuen betrachtet erscheint die Zahl entgeltensierter Beobachtungen im Ausgangsjahr 2004 mit 4,32 %⁹ vergleichsweise moderat. Der Anteil ist jedoch um einiges höher, wenn Individuen mit a-priori höherem Einkommen betrachtet werden. Demnach sind 28,93 % der Beschäftigten mit Hochschul- bzw. Universitätsabschluss als entgeltensiert zu klassifizieren. Mögliche Veränderungen im Entgelt würden somit für ei-

⁹ Ausgehend vom ermittelten Bruttoarbeitsentgelt von 143 EUR (=52.200 EUR/365 Tage) wurde ein „Sicherheitsabschlag“ von 8 EUR vorgenommen (ca. 5 %), sodass Beschäftigte in unmittelbarer Nähe der Beitragsbemessungsgrenze ebenso als zensiert bezeichnet werden.

nen großen Teil der hochqualifizierten Beschäftigten nicht sichtbar werden. Um die daraus resultierenden Verzerrungen im geschätzten Effekt des Betriebswechsels zu vermeiden, empfiehlt sich ein Ausschluss der entgeltzensierten Beobachtungen.

4.2 Durchführung des Matching-Verfahrens

Aufgrund der vermuteten Heterogenität von Betriebswechslern und Nichtwechslern sowie der immens hohen Beobachtungszahl empfiehlt sich eine Vorauswahl potenziell geeigneter Nichtwechsler als Kontrollbeobachtung für die Betriebswechsler. Ziel dieser Vorauswahl ist, für jeden Betriebswechsler nur jene Nichtwechsler im Rahmen des Zuordnungsprozesses zu berücksichtigen, die sich nicht hinsichtlich der Ausprägungen in den Matching-Variablen *Geschlecht*, *Staatsangehörigkeit*, *Alterskategorie*, *Ausbildungskategorie*, *Wirtschaftszweigweisteller* und *Arbeitsmarktregion* unterscheiden. Sofern nicht mindestens ein Nichtwechsler mit Identität in diesen Angaben gefunden werden konnte, wurde der Betriebswechsler aus dem Datensatz entfernt. Im Ergebnis ergibt sich ein Datensatz mit 153.464 Betriebswechslern, denen insgesamt ca. 1,913 Millionen betriebsstabile Beschäftigte als potenzielle Kontrollbeobachtungen zugespielt werden, wobei eine Vielzahl von Nichtwechslern mehr als nur einem Betriebswechsler als potenzielle Kontrollbeobachtung gegenüber steht.

Von Interesse sind die (verbleibenden) Unterschiede in den Variablen, die nicht für die Vorauswahl verwendet wurden. Zentrale Größe der Entgeltentwicklung ist das bereits erreichte Entgeltniveau in der Vorperiode. Trotz der Identität in den Variablen der Vorauswahl, weisen Betriebswechsler im Schnitt ein um 26,5 % geringeres Entgeltniveau auf als die Nichtwechsler nach der Vorauswahl (vgl. Spalte 2 in Tabelle 2). Deutliche Unterschiede zeigen sich auch im Merkmal „Betriebsschließung“: Etwa jeder siebte Betriebswechsler verlässt einen Betrieb, der in zwei Jahren nach seinem Wechsel geschlossen wird. Demgegenüber trifft dieses Merkmal für nur 2,3 % der potenziell geeigneten Kontrollbeobachtungen zu. Schließlich unterscheidet sich auch die Beschäftigungshistorie deutlich zwischen beiden Gruppen. Für 31 % (19,8 %) der Betriebswechsler (Nichtwechsler) liegen keine Beschäftigtenangaben im Jahr 1999 vor. Grund hierfür ist der erstmalige Eintritt in das Berufsleben nach 1999 oder der Wechsel aus Arbeits-, Erwerbslosigkeit, Verbeamtung oder Selbständigkeit in eine sozialversicherungspflichtige Beschäftigung nach 1999.

Tabelle 2
Unterschiede zwischen Betriebswechslern und Nichtwechslern nach Vorauswahl und Matching

Merkmale, für welche in der Vorauswahl keine identische Ausprägung bei Betriebswechslern und Nichtwechslern gefordert wurde	Mittelwerte nach Vorauswahl		Mittelwert nach Vorauswahl und Matching	
	Betriebswechsler	Nichtwechsler	Betriebswechsler	Nichtwechsler
Stellung im Beruf				
Auszubildender	0,083	0,064***	ausgeschlossen	
Arbeiter, jedoch kein Facharbeiter	0,142	0,083***	0,122	0,0938***
Facharbeiter	0,325	0,254***	0,489	0,524***
Meister, Polier	0,008	0,012***	0,011	0,008***
Angestellter	0,317	0,387***	0,378	0,374***
Heimarbeiter/Hausgewerbetreibender	0,0004	0,0001***	ausgeschlossen	
Teilzeit, weniger als 18 Stunden	0,014	0,011***	ausgeschlossen	
Teilzeit, mehr als 18 Stunden	0,111	0,189***	ausgeschlossen	
Betrieb steht vor Schließung	0,141	0,023***	0,02	0,02
Alterskategorie des Betriebs				
Neugründung	0,092	0,007***	0,084	0,012***
älter als ein bis max. fünf Jahre alt	0,276	0,048***	0,277	0,062***
älter als fünf bis max. zehn Jahre alt	0,248	0,172***	0,247	0,181***
älter als 10 Jahre	0,385	0,773***	0,392	0,745***
Beschäftigtengrößenklasse des Betriebs				
bis 19 Beschäftigte	0,769	0,253***	0,835	0,326***
20 bis 249 Beschäftigte	0,199	0,436***	0,157	0,526***
250 und mehr Beschäftigte	0,032	0,311***	0,008	0,148***
Vorheriges Entgelt (EUR)	47,504	64,610***	56,512	56,644
Keine SV-Beschäftigung zum 30.06.1999	0,313	0,198***	0,127	0,127
Vorherige Entgeltveränderung (in %)	3,72	1,93***	5,07	3,42***
Beobachtungen	153.464	1.913.213	37.370	37.370

*** (**) (*) Für die kategorialen Merkmale ist die Differenz beider Mittelwerte nach einem Kontingenztest und bei den metrischen Merkmalen nach einem zweiseitigen t-Test zum 1 %- (5 %-) (10 %-) Niveau signifikant von Null verschieden.

Hinweis: Nur Betriebswechsler, für die mindestens ein Nichtwechsler mit identischen Ausprägungen in den Variablen der Vorauswahl (Geschlecht, Staatsangehörigkeit, Alterskategorie, Ausbildungskategorie, Wirtschaftszweigzweisteller, Arbeitsmarktregion) gefunden werden konnte.

Quelle: Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit; eigene Auswertungen.

Die bestehenden großen Unterschiede in den Variablen, die nicht für die Vorauswahl verwendet wurden, sprechen für die Notwendigkeit einer Erhöhung der Matching-Güte. In Anlehnung an das übliche Vorgehen bei größeren Datensätzen wird dazu ein kombinierter Ansatz aus hinreichend hoher Nähe in metrischen und kategorialen Variablen und der Nähe im Propensity Score als eindimensionales Ähnlichkeitsmaß, basierend auf der Schätzung eines Probit-Modells, angewandt (vgl. etwa Engel 2003 für ein ähnliches Vorgehen). In Ergänzung zur geforderten Identität in den Variablen der Vorauswahl wird diese nunmehr auch für die beiden Indikatorvariablen „SV-Beschäftigung zum 30.06.1999 ja/nein“ und „Betrieb steht vor Schließung ja/nein“ gefordert. Mit Blick auf die zentrale Rolle des vorherigen Ent-

geltniveaus wird verlangt, dass der Unterschied im vorherigen Entgelt zum Betriebswechsler maximal 5 % beträgt. Schließlich wird für jeden Betriebswechsler die Differenz in den nachstehend genannten drei Merkmalen zu jeder verbliebenen Kontrollbeobachtung ermittelt und die Kontrollbeobachtungen anschließend aufsteigend nach der Differenz in diesen Variablen – in der angegebenen Reihenfolge – sortiert:

- Unterschied in der vorherigen Entgeltveränderung zum Betriebswechsler beträgt maximal einen Prozentpunkt
- Berufsstellung
- Propensity Score¹⁰.

Der entscheidende Vorteil des gewählten Vorgehens liegt darin, dass gegebenenfalls Kontrollbeobachtungen mit einer „Nulldifferenz“ in den Merkmalen zu finden sind, ohne jedoch explizit eine identische Ausprägung zu fordern. In Anlehnung an das Vorgehen von Brücker/Trübswetter (2007) haben wir Auszubildende, Heimarbeiter und Teilzeitbeschäftigte aus dem Sample entfernt. Zur Vermeidung von Verzerrungen durch entgeltensierte Beobachtungen wurden zudem diejenigen Paare entfernt, bei denen für den Betriebswechsler und/oder Nichtwechsler dieses Merkmal zutraf. In einem letzten Schritt werden jene Zwillingspaare behalten, bei denen sowohl für den Betriebswechsler als auch den Nichtwechsler gültige Angaben zur Entgeltentwicklung bis zum Ende des Untersuchungszeitraums 2009 vorliegen. Im Ergebnis dessen ergibt sich ein finales Sample von jeweils 37.370 Individuen in der Untersuchungs- und Kontrollgruppe. Der Verlust von ca. 126.000 Paaren resultiert dabei zu ca. 70 % aus dem Umstand, dass die Ergebnisgröße für den Betriebswechsler und/oder Nichtwechsler nicht belegt ist. Diese Individuen wechselten bis zum 30.06.2009 entweder in die Selbständigkeit, gaben ihre Beschäftigung auf oder wurden verbeamtet.

In den letzten beiden Spalten von Tabelle 2 sind die Mittelwerte der final ausgewählten Kontrollbeobachtungen nach der zweiten Stufe angegeben. Das Entgelt der Betriebswechsler ist im Schnitt betrachtet nunmehr nahezu identisch mit dem durchschnittlichen Entgelt aller Nichtwechsler. Ebenso haben sich die Unterschiede im Hinblick auf übrige Bestimmungsgrößen weiter verringert, wenngleich diese nicht vollständig eliminiert werden konnten. Selbst minimale Unterschiede (z. B. im Anteil der Angestellten) erweisen sich als signifikant von Null verschieden. Dies liegt vorrangig daran, dass die Prüfgröße zur Beurteilung der Signifikanz des Unterschieds sensitiv auf die hohe Beobachtungszahl reagiert. So wird der Nenner in der Prüfgröße sehr klein und damit die Prüfgröße bereits bei sehr kleinen Unterschieden im Mittelwert zwischen Wechslern und Nichtwechslern sehr groß, was zur Signifikanz des angezeigten Unterschieds führt (vgl. z. B. Hartung 2005: 506).

¹⁰ Für die Schätzergebnisse des Probit-Modells siehe Tabelle A 3 im Anhang.

5 Empirische Ergebnisse zu den Entgeltwirkungen eines Betriebswechsels

5.1 Aussagekraft der Ergebnisse

Die Existenz geringfügiger Unterschiede zwischen der Gruppe der Betriebswechsler und Nichtwechsler nach Durchführung des Matchingverfahrens wirft grundsätzlich die Frage auf, ob der (einfache) Mittelwertvergleich – wie in Kapitel 3 beschrieben – in der Ergebnisgröße eine verlässliche Interpretation zulässt. Damit einher geht die Fragestellung, in welchem Umfang die beobachtete Entgeltveränderung durch den Betriebswechsel durch noch verbliebene Unterschiede in den Bestimmungsgrößen beeinflusst wird. Zu diesem Zweck führten wir eine lineare Regressionsanalyse für das finale Sample der Betriebswechsler und deren Zwillinge der Nichtwechsler durch.¹¹ Im Vergleich zur Kontrollgruppe weisen Betriebswechsler jahresdurchschnittlich ein 1,47 Prozentpunkte höheres Entgeltwachstum in den fünf Jahren nach dem Betriebswechsel auf. Ein sehr ähnliches Ergebnis zeigt sich beim bloßen Vergleich der Mittelwerte beider Gruppen nach Durchführung des Matchingverfahrens: Aus den Werten für die Betriebswechsler (2,68 %) und den Nichtwechslern (1,34 %) ergibt sich eine Differenz von 1,34 Prozentpunkte.¹² In der Konsequenz ist die Wahrscheinlichkeit einer Fehlinterpretation der Befunde des Mittelwertvergleichs gering.

Der Befund des höheren Einkommens der Betriebswechsler steht im Einklang mit den theoretischen Vermutungen der Job-Search/Job-Matching-Ansätze, wonach die Betriebsmobilität einen positiven Einkommenseffekt zur Folge hat. Die positiven Effekte überwiegen damit mögliche Einkommensverluste durch den Verlust von „Senioritätszuschlägen“ (Segmentationstheorien) bzw. Verluste von Zuschlägen für betriebsspezifischen Know-how (Humankapitaltheorie) im Herkunftsbetrieb.

5.2 Ergebnisse für ausgewählte Untergruppen

Mit Blick auf die zentrale Rolle sozioökonomischer Merkmale zur Erklärung der Entgeltentwicklung nehmen wir im Folgenden eine differenzierte Betrachtung nach ausgewählten Merkmalen vor. Dabei handelt es sich um jene, bei denen Beschäftigte aus der Untersuchungs- und Kontrollgruppe stets dieselbe Ausprägung im Gruppenmerkmal aufweisen. Für nahezu alle Untergruppen zeigt sich ein signifikant positiver Effekt betrieblicher Mobilität (vgl. Tabelle 3). Ausnahmen betreffen Individuen mit „Abitur ohne Berufsausbildung“ und ausländische Staatsangehörige. Für beide Gruppen liegen die Mittelwerte im Entgeltzuwachs der Betriebswechsler zwar über den Werten der Nichtwechsler. Die Unterschiede sind aber nicht signifikant von Null verschieden. Aufgrund der geringen Fallzahl von 75 und 128 ist jedoch fraglich, ob sich dieses Ergebnis noch bei deutlich höherer Beobachtungszahl bestätigen lässt.

¹¹ Für die Schätzergebnisse der linearen Regression siehe Tabelle A 4 im Anhang.

¹² Zur Bestimmung des realen Entgeltzuwachses müsste der ausgewiesene nominale Zuwachs noch um die Preisniveauperänderung bereinigt werden. Da diese durchschnittlich bei 1,8 % zwischen 2005 und 2009 liegt (eigene Berechnungen basierend auf Destatis 2012: 277), ist der reale Entgeltzuwachs in jedem Fall positiv.

Tabelle 3
Entgelteffekte für verschiedene Untergruppen

Untergruppe	Beob.	Mittelwert	
		Betriebswechsler	Nichtwechsler
Männer	24989	2.816***	1.434
Frauen	12381	2.399***	1.155
Alter unter 30 Jahre	9098	3.849***	2.141
Alter 30 bis unter 45 Jahre	12718	2.905***	1.647
Alter 45 bis unter 55 Jahre	13029	2.052***	0.84
Alter über 55 Jahre	2524	0.55***	-0.484
maximal mittlere Reife ohne Berufsausbildung	1044	4.2***	1.886
maximal mittlere Reife mit Berufsausbildung	33765	2.566***	1.258
Abitur ohne Berufsausbildung	75	2.73	0.642
Abitur mit Berufsausbildung	678	3.856***	2.283
Abschluss einer Fachhochschule	630	3.408***	2.488
Hochschul- /Universitätsabschluss	1178	3.448***	2.144
Deutsche Staatsangehörigkeit	37242	2.68***	1.342
Keine deutsche Staatsangehörigkeit	128	2.07	1.4
Betriebsschließung im Herkunftsbetrieb in zwei Jahren	743	2.472***	0.08
Keine Betriebsschließung im Herkunftsbetrieb in zwei Jahren	36627	2.682***	1.367
SV-Beschäftigungsspell zum 30.06.1999	32638	2.518***	1.254
Kein SV-Beschäftigungsspell zum 30.06.1999	4732	3.78***	1.945
Betriebswechsel innerhalb Ostdeutschlands	33123	2.722***	1.327
Betriebswechsel nach Westdeutschland	4247	2.333***	1.459

***, (**), (*) Die Differenz beider Mittelwerte ist nach einem zweiseitigen t-Test zum 1 %-, (5 %-), (10 %-) Niveau signifikant von Null verschieden. Für jede Untergruppe wird eine identische Ausprägung im Gruppierungsmerkmal gefordert, d. h. Frauen, die ihren Betrieb wechseln, werden mit Frauen verglichen, die nicht ihren Betrieb wechseln.

Quelle: Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit; eigene Auswertungen.

Hinsichtlich der Größenordnung der Effekte zeigen sich kaum Unterschiede zwischen Männern und Frauen. Während männliche Betriebswechsler ein knapp 1,4 Prozentpunkte höheren Entgeltzuwachs als Nichtwechsler erzielen, liegt der Effekt bei den weiblichen Betriebswechslern mit einem Plus von gut 1,2 Prozentpunkten nur unwesentlich darunter. Unterschiede zeigen sich jedoch hinsichtlich des Alters. Der positive Effekt nimmt mit zunehmendem Alter der Beschäftigten ab, bleibt aber stets positiv. Für jüngere Beschäftigte dürfte dies durch das tendenziell geringere Ausgangsniveau im Entgelt begründet sein, der einen prozentual höheren Zuwachs impliziert. Ältere Nichtwechsler verzeichnen sogar einen Entgeltrückgang, was grundsätzlich im Einklang mit den Befunden zur abnehmenden Produktivität im Alter steht (vgl. u. a. Gröbel/Zwick 2012). In derselben Art und Weise lässt sich auch der größere Entgeltabstand bei Individuen ohne Berufsausbildung (4,2-1,9=2,3 Prozentpunkte) gegenüber höher qualifizierten Beschäftigten (ca. 1-1,3 Prozentpunkte) erklären. Nähere Analysen belegen ein deutlich höheres Entgeltniveau für die

Hochqualifizierten, sodass der Entgeltzuwachs durch den Betriebswechsel - prozentual betrachtet – geringer ausfällt.

Unabhängig vom Merkmal einer bevorstehenden Schließung können Betriebswechsler stets ein signifikant höheres Entgeltwachstum erzielen als Nichtwechsler. Der Effekt ist dabei für jene Individuen höher, die einen Betrieb mit bevorstehender Schließung verlassen. Dies entspricht der Vermutung, dass Betriebe mit bevorstehender Schließung häufig in den Jahren zuvor Produktivitätseinbrüche und damit Liquiditätsengpässe aufweisen, die den Raum für Einkommenserhöhungen eingrenzen (vgl. u. a. Carreira/Teixeira 2011).

Die Beschäftigungshistorie ist anscheinend von geringerer Bedeutung für das Ausmaß der Effekte eines Betriebswechsels. Hierzu hatten wir zwischen Individuen unterschieden, die bereits vor fünf Jahren ein SV-Beschäftigungsverhältnis inne hatten und jenen, für die dieses Merkmal (z. B. aufgrund von Ausbildung, Arbeitslosigkeit oder Selbständigkeit) nicht zutrifft. Unabhängig von der Zuordnung in eine der beiden Gruppen zeigt sich für Betriebswechsler ein etwa doppelt so hohes Entgeltwachstum wie für Nichtwechsler.

Abschließend gilt unser Augenmerk den Entgelteffekten differenziert nach der Zielregion des Betriebswechsels. Im Vergleich zu Nichtwechslern können sowohl Betriebswechsler innerhalb Ostdeutschlands als auch jene mit Abwanderung nach Westdeutschland einen höheren Entgeltzuwachs erzielen. Aus dem Vergleich der Mittelwerte lässt sich schließen, dass der Effekt für Wechsler innerhalb Ostdeutschlands (+1,4 Prozentpunkte) in der Tendenz etwas höher ist als für Wechsler von Ost nach West (+0,9 Prozentpunkte). Die Differenz zwischen beiden Werten ist zudem signifikant von Null verschieden. Der von Brücker/Trübswetter (2007) ermittelte signifikante Entgeltvorsprung der Betriebswechsler von Ost- nach Westdeutschland im Jahr nach dem Wechsel gegenüber Individuen mit Beschäftigungsverhältnissen in Ostdeutschland für den Zeitraum 1994 bis 1997 kann auch für einen späteren Zeitraum bestätigt werden. Laut den Ergebnissen von Brücker/Trübswetter (2007) hat sich der Vorsprung der Jobwechsler gen Westen über die Zeit leicht verringert. Diese Tendenz hat sich unseren Ergebnissen zufolge fortgesetzt, sodass ein Betriebswechsel innerhalb Ostdeutschlands im Jahr 2004 attraktiver war, gemessen am realisierten Entgeltwachstum bis 2009, als der Betriebswechsel von Ost- nach Westdeutschland. Umgerechnet in absoluten Werten würden Betriebswechsler innerhalb Ostdeutschlands einen Stundenlohnzuschlag gegenüber Nichtwechslern von 78 Cent und Wechsler von Ost nach West in Höhe von nur 53 Cent verbuchen können. Hinzu kommt, dass der positive Entgeltzuwachs der Betriebswechsler von Ost nach West nicht für alle Gruppen gleichermaßen zutrifft. So zeigen weitergehende Analysen, dass weibliche Beschäftigte und Beschäftigte im Alter von mindestens 45 Jahren keinen signifikanten Entgeltzuwachs durch einen Betriebswechsel von Ost nach West sondern ausschließlich bei einem Betriebswechsel innerhalb

Ostdeutschlands verbuchen können.¹³ Die erörterten Befunde lassen in der Tendenz auf eine höhere Attraktivität des ostdeutschen Arbeitsmarktes für wechselwillige Beschäftigte mit Arbeitsort in Ostdeutschland schließen.

6 Fazit und Ausblick

Zentrales Ergebnis unseres Beitrags ist, dass Betriebswechsler einen höheren Einkommenspfad beschreiten als Nichtwechsler. Der positive Einkommensunterschied durch den Betriebswechsel zeigte sich überdies für eine Vielzahl von Untergruppen von Individuen, die anhand sozio-demografischer und betrieblicher Merkmale gebildet wurden. Mit Blick auf den Anpassungsprozess Ostdeutschlands verdient ein Befund besondere Erwähnung: Während Betriebswechsler innerhalb Ostdeutschlands einen Einkommensvorsprung gegenüber den Nichtwechslern in Höhe von 78 Cent pro Stunde erzielen, zeigt sich dies in geringerem Ausmaß für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, die Ostdeutschland gen Westen verlassen (Entgeltplus von 53 Cent pro Stunde gegenüber Nichtwechslern). Neben anderen Indikatoren (z. B. Lebenszufriedenheit, Arbeitslosenquote) ist dieses Resultat ein weiterer Beleg für die gestiegene Attraktivität des ostdeutschen Arbeitsmarktes. Perspektivisch ließe sich daraus ein Abflauen der Ost-West-Wanderung ableiten und eine wachsende Zahl von Rückkehrern, d. h. Individuen, die einst Ostdeutschland verließen, erwarten. Weiterführende Arbeiten können hier ansetzen und die Analyse um die Einbeziehung sozialversicherungspflichtig Beschäftigter mit Arbeitsort in Westdeutschland ergänzen. Beispielsweise stellt sich die Frage, ob Individuen ein geringeres Arbeitsentgelt akzeptieren, um in ihre Heimat zurückzukehren. Begründet wird dies durch die noch bestehenden sozialen Netzwerke, die trotz Wechsel des Arbeitsortes nach Westdeutschland intensiv gepflegt werden (vgl. z. B. Schmithals 2010). Mit Blick auf die Befunde anderer Autoren zu regionalen Unterschieden in der Entgeltveränderung stellt sich überdies die Frage nach Attraktivitätsunterschieden innerhalb Ostdeutschlands.

Literatur

Almus, M. (2004): The Shadow of Death – An Empirical Analysis of the Pre-Exit Performance of New German Firms. In: *Small Business Economics*, 23(3): 189–201.

Almus, M.; Egel, J.; Lechner, M.; Pfeiffer, F.; Spengler, H. (1998): Die gemeinnützige Arbeitnehmerüberlassung in Rheinland-Pfalz * eine ökonometrische Analyse des Wiedereingliederungserfolgs. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 31(3): 558–574.

Bartel, A. P.; Borjas, G. J. (1981): Wage growth and job turnover: an empirical analysis. In: Rosen, S. (Hrsg.): *Studies in Labor Markets*, Chicago: University of Chicago Press: 65–90.

Becker, G. S. (1962): Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis Source. Part 2: Investment in Human Beings. In: *The Journal of Political Economy*, 70(5): 9–49.

¹³ Die Ergebnisse sind auf Anfrage bei den Autoren erhältlich.

Blien, U.; Rudolph, H. (1989): Einkommensentwicklung bei Betriebswechsel und Betriebsverbleib im Vergleich. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB), 22(4): 553–567.

Böheim, R.; Taylor, M. P. (2007): From the dark end of the street to the bright side of the road? The wage returns to migration in Britain. In: Labour Economics, 14(1): 99–117.

Brücker, H.; Trübswetter, P. (2007): Do the best go west? An analysis of the self-selection of employed East-West migrants in Germany. In: Empirica, 34(4): 371–395.

Carreira, C.; Teixeira, P. (2011): The shadow of death: analysing the pre-exit productivity of Portuguese manufacturing firms. In: Small Business Economics, 36: 337–351.

Creedy, J.; Whitfield, K. (1988): Job Mobility and Earnings: An Internal Labour Market Analysis. In: Journal of Industrial Relations, 30(1): 100–117.

Destatis (Statistisches Bundesamt) (2012): Verbraucherpreisindizes für Deutschland - Jahresbericht, Artikelnummer: 5611104117004
https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Preise/Verbraucherpreise/VerbraucherpreisindexJahresberichtPDF_5611104.pdf?__blob=publicationFile [Anruf am 4.4.2013].

Doeringer, P. B.; Piore, M. J. (1971): Internal Labor Markets and Manpower Analysis. Lexington, Mass.: Heath.

Engel, D. (2003): Höheres Beschäftigungswachstum durch Venture Capital? In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 223(1): 1–22.

Fackler, D.; Schnabel C.; Wagner, J. (2012): Lingering Illness or Sudden Death? Pre-Exit Employment Developments in German Establishments. IZA DP Nr. 7081.

Goebel, J.; Habich R.; Krause, P. (2009): Zur Angleichung von Entgelt und Lebensqualität im vereinigten Deutschland. In: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, 78(2): 122–145.

Gröbel, C.; Zwick, T. (2012): Age and Productivity: Sector Differences. De Economist, Vol. 160, S. 35–57, DOI 10.1007/s10645-011-9173-6.

Gruhl, A.; Schmucker, A.; Seth, S. (2012): Das Betriebs-Historik-Panel 1975 – 2010, Handbuch Version 2.1.1, Aktualisierte Version vom 16.10.2012, FDZ-Datenreport 04/2012 DE.

Haas, A. (2001), Die IAB-Regionalstichprobe 1975–1997. In: ZA-Information, 48: 128–141.

Hackett, A. (2008): Lohnt sich Mobilität? Einkommensperspektiven in internen und externen Arbeitsmärkten in den ersten Berufsjahren, Dissertation.

Ham, J. C.; Li, X.; Reagan, P. B. (2010): Matching and Nonparametric IV Estimation, a Distance-Based Measure of Migration, and the Wages of Young Men. In: Journal of Econometrics, 161(2): 208–227.

Harris, J. R.; Todaro, M. P. (1970): Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis. In: American Economic Review, 60(1): 126–142.

Hartung, J.; Elpelt, B.; Klösener, K. H. (2005): Statistik – Lehr- und Handbuch der angewandten Statistik, Verlag R. Oldenbourg, 14. Auflage.

Heckman, J.; Ichimura, H.; Todd, P. (1997): Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme. In: Review of Economic Studies, 64(4): 605–654.

Heckman, J. J.; LaLonde, R. J.; Smith, J. A. (1999): The economics and econometrics of active labour market programs. In: Ashenfelter, A.; Card, D. (Hrsg.): Handbook of Labour Economics 3A. Elsevier: 1866–2097.

Hethey, T.; Schmieder, J. F. (2010): Using Worker Flows in the Analysis of Establishment Turnover – Evidence from German Administrative Data, FDZ-Methodenreport 06/2010.

Holland, P. W.; Rubin, D. B. (1988): Causal Inference in Retrospective Studies. In: Evaluation Review, 12: 203–231.

Hunt, J. (2001): Post-Unification Wage Growth in East Germany. In: Review of Economics and Statistics, 83(1): 190–195.

Jovanovic, B. (1979): Firm specific capital and turnover. In: Journal of Political Economy, 87(6): 972–990.

Kalina, T. (2012): Niedriglohnbeschäftigte in der Sackgasse ? – Was die Segmentierungstheorie zum Verständnis des Niedriglohnsektors in Deutschland beitragen kann, Dissertation, <http://d-nb.info/1022791001/34>.

Kemper, F.-J. (2004): Internal Migration in Eastern and Western Germany: Convergence or Divergence of Spatial Trends after Unification? In: Regional Studies, 38(6): 659–678.

Kennan, J.; Walker, J. R. (2011): The Effect of Expected Income on Individual Migration Decisions. In: Econometrica, 79(1): 211–251.

König, H. (1978): Job-Search-Theorien. In: Bombach, G. B.; Gahlen, A.; Ott, E. (Hrsg.): Neuere Entwicklungen in der Beschäftigungstheorie und –politik, Tübingen: Mohr und Siebeck: 63–121.

Krzyzanowski, I. (2007): Beschäftigtenstatistik – Nutzung der Online-Datenbank der Bundesagentur für Arbeit. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Wirtschaft und Statistik, 11/2007. 1057–1066.

Lechner, M. (2001): Identification and estimation of causal effects of multiple treatments under the conditional independence assumption. In: Lechner, M.; Pfeiffer, F. (Hrsg.): Econometric evaluation of labour market policies. Heidelberg: Physica/Springer: 1–18.

Lechner, M. (2008): A note on endogenous control variables in causal studies. In: Statistics & Probability Letters, 78(2): 190–195.

Lehmer, F.; Ludsteck, J. (2011): The returns to job mobility and inter-regional migration: Evidence from Germany. In: Papers in Regional Science, 90(3): 549–572.

Lehmer, F.; Möller, J. (2008): Group-Specific Effects of Interregional Mobility on Earnings - A Microdata Analysis for Germany. In: Regional Studies, 42(5): 657–674.

Light A.; McGarry, K. (1998): Job change patterns and the wages of young men, In: Review of Economics and Statistics, 80(2): 276–286.

Mai, R. (2006): Die altersspezifische Abwanderung aus Ostdeutschland. In: Raumforschung und Raumordnung (RuR), 64: 355–369.

McKenna, C. J. (1985): Uncertainty and the Labour Market: Recent Developments in Job-Search Theory. Brighton: Harvester.

- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research.
- Mincer J.; Jovanovich, B. (1981), *Labour mobility and wages*. In: Rosen S. (Hrsg.): *Studies in Labour Markets*. Chicago: University of Chicago Press: 21–63.
- Mortensen, D. T. (1988): *Wages, separations, and job tenure: on-the-job specific training or matching?* In: *Journal of Labour Economics*, 6(4): 445–471.
- Munasinghe L.; Sigman, K. (2004): *A hobo syndrome? Mobility, wages and job turnover*. in: *Labour Economics*, 11(2): 191–218.
- Neyman, J., 1990 [1923]: *On the application of probability theory to agricultural experiments. Essay on principles. Section 9*. In: *Statistical Science*, 5: 465–472. (Übersetzung von D. M. Dabrowska und T.P. Speed der polnischen Originalversion, veröffentlicht in *Roczniki Nauk Rolniczych Tom X (1923, Annals of Agricultural Sciences)*).
- Riphahn, R. T.; Schnitzlein, D. (2012): *Wage Mobility in East and West Germany*. IZA DP Nr. 6246.
- Rosenbaum, P. R.; Rubin, D. B. (1983): *The central role of the propensity score in observational studies for causal effects*. In: *Biometrika*, 70(1): 41–55.
- Roy, A. (1951): *Some Thoughts on the Distribution of Earnings*. In: *Oxford Economic Papers*, 3(2): 135–146.
- Rubin, D. B. (1974): *Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies*. In: *Journal of Educational Psychology*, 66(5): 688–701.
- Sallett, D. (2010): *Mögliche Reaktionen älterer Arbeitnehmer auf eine veränderte Entgeltstruktur. Eine theoretische Analyse der Einflussfaktoren*, Dissertation.
- Schmithals, J. (2010): *Return migration to East Germany - Motives and Potentials for Regional Development*. In: Salzmann, T.; Edmonston, B.; Raymer, J. (Hrsg.): *Demographic Aspects of Migration*, Heidelberg et al.: Springer: 281–301.
- Schneider, L. (2007): *Zu alt für einen Wechsel? Zum Zusammenhang von Alter, Lohndifferentialen und betrieblicher Mobilität*. IWH Discussion Paper Nr. 1/2007.
- Schultz, T. W. (1961): *Investment in Human Capital*. In: *American Economic Review*, 1(2): 1–17.
- Sengenberger, W. (1987): *Struktur und Funktionsweise von Arbeitsmärkten. Die Bundesrepublik Deutschland im internationalen Vergleich*. Frankfurt a. M., New York: Campus.
- Yankow, J. J. (2003): *Migration, job change, and wage growth: a new perspective on the pecuniary return to geographic mobility*. In: *Journal of Regional Science*, 43(3): 483–516.
- Zaiceva, A. (2006): *Self-Selection and the Returns to Geographic Mobility: What Can Be Learned from the German Reunification “Experiment”*. IZA DP Nr. 2524.
- Zimmermann, K. F. (1998): *German Job Mobility and Wages*. In: Ohashi, I; Tachibanaki, T. (Hrsg.): *International Labour Markets, Incentives and Employment*, Houndmills: Macmillan Press: 300–332.

Anhang

Tabelle A 1
Ausprägungen des Merkmals „Ausbildung“

Ausprägung	Bezeichnung
0	Ohne Ausbildung
1	Volks-/ Hauptschule, Mittlere Reife oder gleichwertige Schulbildung ohne Berufsausbildung
2	Volks-/ Hauptschule, Mittlere Reife oder gleichwertige Schulbildung mit Berufsausbildung
3	Abitur (Hochschulreife allgemein und fachgebunden) ohne Berufsausbildung
4	Abitur (Hochschulreife allgemein und fachgebunden) mit Berufsausbildung
5	Abschluss einer Fachhochschule
6	Hochschul- /Universitätsabschluss
7-9	Ohne Angabe

Quelle: Gruhl, Schmucker, Seth (2012), eigene Darstellung.

Tabelle A 2
Ausprägungen des Merkmals „Stellung im Beruf“

Ausprägung	Bezeichnung
0	Auszubildender (Lehrling, Auszubildender, Praktikant, Volontär)
1	Arbeiter, der nicht als Facharbeiter tätig ist, Arbeiter (nicht Facharbeiter)
2	Arbeiter, der als Facharbeiter tätig ist, Arbeiter (Facharbeiter)
3	Meister, Polier (gleichgültig ob Arbeiter oder Angestellter)
4	Angestellter (aber nicht Meister im Angestelltenverhältnis)
7	Heimarbeiter/Hausgewerbetreibender
8	Wochenarbeitszeit weniger als 18 Stunden
9	Wochenarbeitszeit mehr als 18 Stunden aber nicht vollbeschäftigt

Quelle: Gruhl, Schmucker, Seth (2012), eigene Darstellung.

Tabelle A 3
Ergebnisse des Probit-Modells zur Bestimmung des Propensity Scores

Einflussfaktor	Koeffizient	Robuster Standardfehler
Alter	-0,020 ***	0,001
Alter quadriert	0,000	0,000
Person ist weiblichen Geschlechts	-0,164 ***	0,004
Ausländischer Staatsbürger	-0,007	0,017
Ausländischer Staatsbürger weibliches Geschlecht	-0,040	0,029
Berufsstellung (Referenz: Auszubildender)		
Arbeiter, der nicht als Facharbeiter tätig ist	0,630 ***	0,010
Facharbeiter	0,446 ***	0,010
Meister, Polier	0,325 ***	0,020
Angestellter	0,400 ***	0,011
Heimarbeiter/Hausgewerbetreibender	0,511 ***	0,095
Wochenarbeitszeit weniger als 18 Stunden	0,271 ***	0,017
Wochenarbeitszeit mehr als 18 Stunden aber nicht vollbeschäftigt	0,364 ***	0,011
Ausbildung		
Volks-/ Hauptschule, Mittlere Reife mit Berufsausbildung	-0,077 ***	0,007
Abitur ohne Berufsausbildung	-0,077 ***	0,015
Abitur mit Berufsausbildung	0,000	0,012
Abschluss einer Fachhochschule	0,067 ***	0,012
Hochschul- /Universitätsabschluss	0,010	0,011
Betrieb steht vor Schließung	0,598 ***	0,006
Alter des Betriebs (Referenz: Neugründung)		
in 2005 ein bis maximal fünf Jahre alt	-0,382 ***	0,009
in 2005 älter als fünf bis maximal zehn Jahre alt	-0,924 ***	0,009
in 2005 älter als 10 Jahre	-1,180 ***	0,009
Anzahl der SV-Beschäftigten (Referenz: ≤19 Beschäftigte)		
20 bis 249 Beschäftigte	-0,863 ***	0,004
250 und mehr Beschäftigte	-1,376 ***	0,007
Vorheriges Entgelt	-0,003 ***	0,000
Vorherige Entgeltveränderung	0,097 ***	0,010
Konstante	0,481 ***	0,038
Indikatorvariablen für Wirtschaftszweige (Zweisteller) und Arbeitsmarktregionen (Dreisteller)	berücksichtigt	
Anzahl der Beobachtungen	2.066.677	
Wald chi2(140)	250.803,03	
Pseudo R ²	0,2868	

***, (**), (*) Die Differenz beider Mittelwerte ist nach einem zweiseitigen T-Test zum 1 %-, (5 %-), (10 %-) Niveau signifikant von Null verschieden.

Quelle: Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit; eigene Auswertungen.

Tabelle A 4**Bestimmungsgrößen der jahresdurchschnittlichen Entgeltentwicklung – Ergebnisse einer linearen Regressionsanalyse**

Bestimmungsgröße	Koeffizient	Robuster Standardfehler
Betriebswechsler	0,0147***	0,0009
Alter des Beschäftigten	0,0006*	0,0003
Alter des Beschäftigten - quadriert	-2,28E-05***	5,09E-06
Frauen	-0,0125***	0,0011
Ausländischer Staatsbürger	-0,0072	0,0074
Weibliche Ausländer	-0,0090	0,0212
Berufsstellung (Ref.: Arbeiter, jedoch kein Facharbeiter)		
Facharbeiter	-0,0017	0,0012
Meister, Polier	0,0005	0,0041
Angestellter	0,0088***	0,0015
Ausbildung (Ref.: Schulabschluss, ohne Berufsausbildung)		
Schulabschluss mit Berufsausbildung	-0,0052**	0,0023
Abitur ohne Berufsausbildung	-0,0197	0,0153
Abitur mit Berufsausbildung	0,0022	0,0037
Abschluss einer Fachhochschule	0,0051*	0,0029
Universitätsabschluss	0,0053*	0,0031
Betrieb steht vor Schließung	-0,0058**	0,0024
Alterskategorie des Betriebs (Ref.: Neugründung)		
älter als ein bis max. fünf Jahre alt	-0,0014	0,0020
älter als fünf bis max. zehn Jahre alt	-0,0009	0,0020
älter als 10 Jahre	-0,0005	0,0019
Größenklasse des Betriebs (Ref.: bis 19 Beschäftigte)		
20 bis 249 Beschäftigte	0,0029***	0,0009
250 und mehr Beschäftigte	0,0087***	0,0014
Vorheriges Entgelt (EUR)	-0,0003***	0,0000
Keine SV-Beschäftigung zum 30.06.1999	0,0043***	0,0012
Vorherige Entgeltveränderung (in %)	0,0039	0,0031
Konstante	0,0315***	0,0099
Indikatorvariablen für Wirtschaftszweige (Zweisteller) und Arbeitsmarktregionen (Dreisteller)	berücksichtigt	
Anzahl der Beobachtungen	74.740	
F-Statistik(138, 96.913)	14,07***	
R ²	0,0255	

***, (**), (*) Die Differenz beider Mittelwerte ist nach einem zweiseitigen T-Test zum 1 %-, (5 %-), (10 %-) Niveau signifikant von Null verschieden. Nur Individuen nach Durchführung des Matching-Verfahrens.

Quelle: Beschäftigtenstatistik der Bundesagentur für Arbeit; eigene Auswertungen.

In dieser Reihe sind zuletzt erschienen

No.	Author(s)	Title	Date
21/2012	Antoni, M. Heineck, G.	Do literacy and numeracy pay off? On the relationship between basic skills and earnings	9/12
22/2012	Blien, U. Messmann, S. Trappmann, M.	Do reservation wages react to regional unemployment?	9/12
23/2012	Kubis, A. Schneider, L.	Human capital mobility and convergence: A spatial dynamic panel model of the German regions	9/12
24/2012	Schmerer, H.-J.	Skill-biased labor market reforms and international competitiveness	10/12
25/2012	Schanne, N.	The formation of experts' expectations on labour markets: Do they run with the pack?	10/12
26/2012	Heining, J. Card, D. Kline, P.	Workplace heterogeneity and the rise of West German wage inequality published in: The Quarterly Journal of Economics, (2013)	11/12
27/2012	Stops, M.	Job matching across occupational labour markets	11/12
28/2012	Klinger, S. Weber, W.	Decomposing Beveridge curve dynamics by correlated unobserved components	12/12
29/2012	Osiander, Ch.	Determinanten der Weiterbildungsbereitschaft gering qualifizierter Arbeitsloser	12/12
1/2013	Fuchs, J. Weber, E.	A new look at the discouragement and the added worker hypotheses: Applying a trend-cycle decomposition to unemployment	1/13
2/2013	Nordmeier, D. Weber, E.	Patterns of unemployment dynamics in Germany	4/13
3/2013	Zabel, C.	Effects of participating in skill training and workfare on employment entries for lone mothers receiving means-tested benefits in Germany	4/13
4/2013	Stephani, J.	Does it matter where you work? Employer characteristics and the wage growth of low-wage workers and higher-wage workers	5/13
5/2013	Moczall, A.	Subsidies for substitutes? New evidence on deadweight loss and substitution effects of a wage subsidy for hard-to-place job-seekers	5/13
6/2013	Schmillen, A. Umkehrer, M.	The scars of youth: Effects of early-career unemployment on future unemployment experiences	5/13
7/2013	Mönning, A. Zika, G. Maier, T.	Trade and qualification: Linking qualification needs to Germany's export flows	6/13

Stand: 06.06.2013

Eine vollständige Liste aller erschienenen IAB-Discussion Paper finden Sie unter <http://www.iab.de/de/publikationen/discussionpaper.aspx>

Impressum

IAB-Discussion Paper 8/2013

Herausgeber

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit
Regensburger Str. 104
90478 Nürnberg

Redaktion

Regina Stoll, Jutta Palm-Nowak

Technische Herstellung

Gertrud Steele

Rechte

Nachdruck – auch auszugsweise –
nur mit Genehmigung des IAB gestattet

Website

<http://www.iab.de>

Bezugsmöglichkeit

<http://doku.iab.de/discussionpapers/2013/dp0813.pdf>

ISSN 2195-2663

Rückfragen zum Inhalt an:

Antje Weyh
Telefon 0371.9118 642
E-Mail antje.weyh@iab.de