

Industrielle und berufliche Mobilität

Eine Untersuchung auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe

Kurzbeitrag zur Veröffentlichung in den Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Humboldt-Universität zu Berlin
Antje Mertens

Mai 1997

Für Kommentare und Anregungen danke ich Michael Burda, Jürgen Kromphardt, Helmut Lütkepohl und allen Teilnehmern des Ökonometrischen Doktorandenseminars an der Humboldt-Universität, Stefan Profit, sowie den Organisatoren und Teilnehmern des IAB-ZEW Workshops zur Beschäftigtenstichprobe im Februar 1997 in Mannheim, insbesondere Lutz Bellmann, Stefan Bender, Christian Dustmann, Bernd Fitzenberger und Viktor Steiner.

0. Einleitung

Untersuchungen über die Mobilität von Beschäftigten sind von besonderem Interesse, da struktureller Wandel und Konjunkturschwankungen aber auch die Entwicklungen verschiedener Firmen innerhalb einer Branche ständig wandelnde Anforderungen an die Beschäftigten stellen. Oft werden deswegen Arbeitskräfte unfreiwillig freigesetzt und suchen dann nach einer neuen Beschäftigung. Andererseits finden auch freiwillige Beschäftigungswechsel statt, die durch die Suche nach „besseren“ Beschäftigungsbedingungen ausgelöst werden. Wechsel können zwischen verschiedenen Unternehmen, aber auch innerhalb einer Firma erfolgen und viele andere Dimensionen wie berufliche, industrielle und regionale Mobilität mit einschließen. Notwendige Veränderungen der Beschäftigungsstruktur können zwar auch durch natürliche Eintritte jüngerer Arbeitnehmer und Austritte älterer aus dem Arbeitsmarkt unterstützt werden, allerdings ist es unwahrscheinlich, daß dies ausreicht, um alle notwendigen Strukturanpassungen zu vollziehen (vgl. Velling/Bender 1994).

Für die Bundesrepublik liegen vor allem Untersuchungen zur Mobilität zwischen Betrieben oder Regionen vor (Rudolph 1986, Blien/Rudolph 1989, Buttler/Bellmann 1991, Cramer 1992, Weißhuhn/Büchel 1992); notwendig sind aber auch berufliche und industrielle Wechsel (vgl. Weißhuhn 1987). Gerade diese Arten des Wechsels können von hohen Mobilitätskosten in Form des Verlusts beruflichen und industriespezifischen Humankapitals und folgenden Lohnverlusten begleitet sein. Aufgrund des immer wieder auftretenden Anpassungsbedarfs erscheint es notwendig, die Mobilitätskosten und deren Einflüsse auf beobachtete industrielle und berufliche Mobilität zu analysieren. Außerdem soll untersucht werden, ob in der IAB-Beschäftigtenstichprobe (nachfolgend I_ABS) Hinweise für eine Unterscheidung in freiwillige und unfreiwillige Mobilität gefunden werden können. Sollte der Lohnsatz der entscheidende Bestimmungsfaktor für Mobilität in der Bundesrepublik sein, so wäre dies ein Anzeichen für ein hohes Maß an freiwilliger Mobilität.

Im ersten Abschnitt wird kurz dargestellt, welche theoretischen Modelle zur Erklärung von Mobilität herangezogen werden können und welche Faktoren die Kosten eines Wechsels bestimmen. Darauf aufbauend schildert Abschnitt 2 die empirische Vorgehensweise und die Selektion der Daten aus der I_ABS. Anschließend werden in Abschnitt 3 kurz einige Ergebnisse präsentiert und schließlich im letzten Abschnitt Schlußfolgerungen gezogen.

1. Theoretische und empirische Grundlagen

Der Humankapitalansatz und Suchmodelle versuchen speziell freiwillige Mobilität zu erklären, liefern aber auch Hinweise auf die Auswirkungen von Freisetzungen und darauf folgend unfreiwilliger Mobilität. Im Rahmen des Humankapitalmodells, auf dem diese Untersuchung primär basiert, stellen freiwillige Wechsel eine Investition dar. Kurz: ein Arbeitnehmer vergleicht den Lohn im gegenwärtigen Beschäftigungsverhältnis mit dem Lohn in einem anderen abzüglich der beim Wechsel entstehenden Mobilitätskosten. Selbstverständlich wird der Ertrag der Mobilität um so größer sein, je höher die Lohndifferenz und je geringer die direkten Kosten sind. Arbeitnehmer werden dann kündigen, wenn der Nettoertrag eines Wechsels positiv ist. Jüngere Arbeitnehmer werden von einem eventuellen Lohnzuwachs länger profitieren und sie haben noch nicht so viel spezifisches Humankapital angesammelt wie ältere Arbeitnehmer. Daher sind sie meist mobiler (vgl. Ehrenberg/Smith 1991, Mincer 1986). Dies wird in vielen empirischen Untersuchungen zu den verschiedensten Arten von Mobilität auch für die Bundesrepublik belegt (Hofbauer/König 1973, Buttler/Bellmann 1991, Velling/Bender 1994).

Ein weiterer wichtiger Einfluß geht von den erworbenen Qualifikationen aus. Im Humankapitalansatz ist auch die Ausbildung gleichbedeutend mit einer Investition: man investiert in allgemeine Ausbildung, wenn man sich einen Ertrag in Form höherer Löhne verspricht. Arbeitnehmer investieren aber auch in berufsspezifisches, industriespezifisches oder betriebspezifisches Humankapital. Je mehr in diese Arten investiert wurde, desto höher sind die Kosten eines entsprechenden Wechsels, und um so unwahrscheinlicher wird ein freiwilliger Wechsel (Jovanovic 1979, Börsch-Supan 1989). Andererseits wird häufig angenommen, daß besser ausgebildete Arbeitnehmer auch besser über eventuelle Beschäftigungsmöglichkeiten informiert sind, sowie effizienter Informationen sammeln und verarbeiten. Letztendlich haben sie niedrigere Transaktionskosten und sind auch mobiler (Börsch-Supan 1989). Empirische Untersuchungen des allgemeinen Ausbildungseinflusses kommen zu teilweise unterschiedlichen Ergebnissen für die Bundesrepublik. Während Hofbauer und König in einem älteren Artikel (1973) einen mobilitätshemmenden Effekt der Hochschulausbildung auf Berufswechsel feststellen, zeigen Velling und Bender (1994), daß berufliche Mobilität bei Hochschulabsolventen häufiger festzustellen ist. Weißhuhn und Büchel (1992) finden wiederum, daß die betriebliche Mobilitätsneigung mit zunehmender Ausbildung im Querschnitt ansteigt. Weißhuhn (1987) berichtet auch über geringe industrielle und berufliche Mobilitätswahrscheinlichkeiten für gering qualifizierte Arbeitskräfte im Vergleich mit höher Qualifizierten.

Auch die Such- und „Matching“-Theorie betont den Einfluß des Alters und der beruflichen, industriellen und firmenspezifischen Zugehörigkeitsdauer auf die Mobilitätsentscheidung; Arbeitnehmer lernen erst während des Arbeitens, ob die Beschäftigung für sie optimal geeignet ist und kündigen, wenn sie unzufrieden sind. Je länger also ein Beschäftigungsverhältnis andauert, desto wahrscheinlicher ist es, daß es sich um ein gutes Zusammentreffen von Arbeitnehmer und Arbeitsstelle handelt und desto seltener werden freiwillige Wechsel sein (vgl. Jovanovic 1979, Mortensen 1988). Verschiedene Autoren zeigen beispielsweise für die Vereinigten Staaten, daß die Mobilität nicht nur mit dem Alter, sondern auch mit der Dauer der Betriebszugehörigkeit sinkt (Mincer/Jovanovic 1981, Topel/Ward 1992). Dabei besteht die nicht eindeutig zu klärende Streitfrage, ob der Zusammenhang zwischen Löhnen, Betriebszugehörigkeit und Wechselwahrscheinlichkeit besser durch die Humankapitaltheorie erklärt werden kann oder durch die „Matching“-Theorie. Im ersten Fall würde betriebspezifisches Humankapital durch die Betriebszugehörigkeit gebildet, was die Löhne erhöht und Mobilität reduziert. Hingegen besteht im zweiten Fall nur ein durch Selektion zustandegekommener empirischer Zusammenhang, weil die Dauer der Betriebszugehörigkeit ein Indikator für die Güte des Beschäftigungsverhältnisses ist, und nichts mit spezifischem Humankapital zu tun haben muß (vgl. Altonji/Shakotko 1987, Abraham/Farber 1987).

Außerdem scheinen freiwillige Kündigungen und somit auch berufliche und industrielle Mobilität von der Unternehmensgröße abhängig zu sein, was zum Teil mit den Aufstiegsmöglichkeiten innerhalb größerer Unternehmen zu begründen ist, aber eventuell auch mit den höheren Löhnen in großen Unternehmen zusammenhängen könnte (vgl. Gerlach/Hübler 1995). In größeren Unternehmen besteht allerdings auch die Möglichkeit, sich innerhalb des Unternehmens beruflich zu verändern. Ein Regionenwechsel kann eine weitere wichtige Einflußgröße darstellen (vgl. für die Bundesrepublik Weißhuhn/Büchel 1992). Leider konnte man mit der I_ABS bisher regionale Wechsel nicht identifizieren, so daß diese Einflüsse nicht kontrolliert werden können.

Erwerbskarrieren von Frauen unterscheiden sich in vielerlei Hinsicht von denjenigen der Männer. Somit dürfte auch ihr Mobilitätsverhalten anders sein. Insbesondere verheiratete Frauen mit Kindern haben im Durchschnitt häufigere Erwerbsunterbrechungen und geringere Beschäftigungsdauern. Damit haben sie weniger Möglichkeiten, verschiedene Arten spezifisches Humankapital zu bilden, so daß im Rahmen des Humankapitalansatzes eine größere Bereitschaft von Frauen zu freiwilliger beruflicher und industrieller Mobilität abgeleitet werden kann (vgl. Ehrenberg/Smith 1991). Andererseits können auch Argumente für geringere

Mobilitätsbereitschaft von Frauen gefunden werden: Velling und Bender (1994) begründen die von ihnen gefundene niedrigere berufliche Wechselwahrscheinlichkeit von Frauen mit typischen Frauenberufen. Weiss (1984) begründet geringere Kündigungswahrscheinlichkeiten mit allgemein schlechteren Beschäftigungsalternativen. Da man darüber hinaus in vielen empirischen Untersuchungen feststellen konnte, daß Frauen im Durchschnitt weniger verdienen als ihre männlichen Kollegen, selbst wenn man die anderen bekannten Einflußgrößen in die Analyse mit einbezieht, bietet es sich an, die folgende empirische Analyse für beide Gruppen getrennt anzustellen. Aufgrund der Kürze des Beitrags beschränkt sich die vorliegende Analyse nur auf Männer.

Schließlich ist zu beachten, daß Wechsel selbstverständlich auch unfreiwillig sein können. Entlassene Arbeitnehmer müssen sich eine neue Beschäftigung suchen, wobei sie eventuell nicht im gleichen Arbeitsmarktsegment eine Beschäftigung finden können. Dies kann zu Lohnverlusten führen, insbesondere wenn die Entlohnung von berufs-, industrie- oder firmenspezifischem Humankapital abhängt. Verschiedene Untersuchungen kommen für die Bundesrepublik zu leicht differierenden Ergebnissen bezüglich der Auswirkungen eines Wechsels auf die Entlohnung. Blien und Rudolph (1989) sowie Weißhuhn und Büchel (1992) finden heraus, daß direkte Wechsel von einem in ein anderes Beschäftigungsverhältnis meist zu Lohnzuwächsen führen, Erwerbsunterbrecher jedoch häufiger geringere Lohnzuwächse oder sogar Lohnverluste hinnehmen müssen. Auch Buttler und Bellmann (1991) stellen fest, daß der Verlust eines Arbeitsplatzes zu Lohneinbußen führen kann.¹

2. Empirisches Verfahren

2.1. Methode

Die bisherigen Ausführungen haben gezeigt, daß der erwartete Lohn verschiedener Beschäftigungsalternativen die industrielle und berufliche Mobilitätsentscheidung beeinflusst, und freiwillige Mobilität mit tendenziell höheren individuellen Löhnen einhergehen wird. Lohneinbußen können durch unfreiwillige Mobilität entstehen. Die individuellen Löhne hängen jedoch nicht nur von der jeweiligen Industrie und dem Beruf ab, sondern von vielen verschiedenen Einflußfaktoren, die man im Rahmen erweiterter Mincer-Lohngleichungen ermitteln

¹ Für die Vereinigten Staaten finden verschieden Autoren ähnliche Auswirkungen von Freisetzungen (vgl. für neuere Ergebnisse Carrington 1993, Addison/Portugal 1989). Andererseits stellen beispielsweise Topel und Ward (1992) für die Vereinigten Staaten fest, daß der Lohn die Schlüsselgröße bei der Mobilitätsentscheidung junger Arbeitnehmer ist und auch ein beträchtliches Maß an freiwilliger Mobilität besteht.

kann (Mincer 1974). In Lohngleichungen stellen unter anderen die Größen Alter, Berufserfahrung, Betriebszugehörigkeit und Betriebsgröße typischerweise solche Einflüsse dar. Dies sind jedoch genau die Größen, die oben als wichtig für die Mobilitätsentscheidung gekennzeichnet wurden. In der folgenden empirischen Analyse ist es deswegen sinnvoll, die Einflüsse dieser Variablen auf die Mobilität und den Lohn zu berücksichtigen.²

Bei der empirischen Spezifikation der Mobilitätsentscheidung besteht das Problem, daß man nur den tatsächlichen Lohn bei Wechsel (w_A) beziehungsweise bei Nichtwechsel (w_B) beobachtet und nicht den Alternativlohn, den die jeweilige Person in ihr Entscheidungskalkül einbezogen hat. Außerdem sind auch die Mobilitätskosten nicht direkt beobachtbar. Letztendlich beobachtet man somit auch nicht den tatsächlichen Ertrag der Mobilität (I_i), welcher der Mobilitätsentscheidung zugrunde liegt. Man beobachtet nur die Variable I_i^* , die gleich eins ist, wenn sich die Person zum Wechsel entscheidet und damit der Ertrag der Mobilität $I_i \geq 0$ ist; sie ist gleich null im umgekehrten Fall. Man muß demnach eine Lohndifferenz zuerst schätzen, bevor man ihren Einfluß auf die Mobilitätsentscheidung testen kann.

Aus diesem Grund wird ein sogenanntes *Switching Regression Model*, wie in Maddala (1983) dargestellt, geschätzt, das eine Lösung für das genannte Problem bietet.³ Im Rahmen einer Probit-Gleichung werden hier die Einflüsse der Mobilitätskosten und der Lohndifferenz ($w_{Ai} - w_{Bi}$) auf die Mobilitätsentscheidung (I_i^*) geschätzt. Nimmt man an, daß die Mobilitätskosten von den exogenen Variablen Z_i bestimmt werden, so ist der strukturelle Probit folgendermaßen spezifiziert

$$(1) \quad I_i^* = \gamma'Z_i + \delta(w_{Ai} - w_{Bi}) + u_i$$

Da man aber die tatsächliche Lohndifferenz nicht kennt, muß man eine geschätzte Lohndifferenz berechnen. Diese kann mit Hilfe zweier verschiedener Lohngleichungen für Wechsler (A) und Nichtwechsler (B) ermittelt werden

² Löhne und Mobilität können sich natürlich auch gegenseitig beeinflussen. In meinem Diskussionspapier (1996) werden theoretisch Wechselwirkungen zwischen der Mobilität und den Löhnen, basierend auf einem Modell von Topel (1986) analysiert. Beschrieben werden hier die Reaktionen von Mobilität und Löhnen auf stochastische Produktivitätsschocks. Stärkere Mobilitätsreaktionen führen im Modell zu schwächeren Lohnreaktionen und umgekehrt.

³ Anwendungen dieses Modells finden sich für verschiedene Problemstellungen zum Beispiel in Lee (1978), Willis/Rosen (1979) und Nakosteen/Zimmer (1980). Die beiden letztgenannten Beiträge untersuchen das Problem der regionalen Mobilität.

$$(2) \quad w_{Ai} = \beta_A' X_i + \varepsilon_{Ai}$$

$$(3) \quad w_{Bi} = \beta_B' X_i + \varepsilon_{Bi}$$

wobei typischerweise der jeweilige logarithmierte Stundenlohn w_{Ai} oder w_{Bi} für die Person i auf den Vektor der exogenen Einflußvariablen X_i regressiert wird. Schätzt man unterschiedliche Lohngleichungen für beide Gruppen, so kann es sein, daß man inkonsistente Parameterschätzer durch die Selektion der Individuen in die verschiedenen Gruppen erhält. Die Gruppe der Wechsler kann nämlich aus Personen mit durchschnittlich anderen, nicht beobachteten Merkmalen bestehen als die Gruppe der Nichtwechsler. Im Rahmen eines einfachen Verfahrens nach Heckman (1979) kann man den Selektionseinfluß kontrollieren, und zwar indem man zuerst einen reduzierten Probit schätzt, der alle Variablen aus X_i und Z_i enthält.⁴ Man setzt also Gleichungen (2) und (3) in (1) und erhält

$$(4) \quad I_i^* = \gamma' Z_i + \delta(\beta_A' X_i + \varepsilon_{Ai} - \beta_B' X_i - \varepsilon_{Bi}) + u_i = \pi' W_i + \tilde{u}_i$$

Hieraus lassen sich dann leicht die Selektivitätskorrekturterme nach Heckman berechnen, nämlich

$$(5) \quad \lambda = \frac{\phi(\hat{\pi}' W_i)}{\Phi(\hat{\pi}' W_i)} \quad \text{wenn } I_i^* = 1$$

$$\lambda = \frac{-\phi(\hat{\pi}' W_i)}{1 - \Phi(\hat{\pi}' W_i)} \quad \text{wenn } I_i^* = 0.$$

wobei ϕ die Dichtefunktion der Standardnormalverteilung darstellt und Φ die entsprechende Verteilungsfunktion. Diese Terme werden dann in die entsprechenden Lohngleichungen (2) und (3) aufgenommen, die aufgrund der Zensierung der Einkommen in der I_ABS durch die Beitragsbemessungsgrenze (B) als Tobit-Gleichungen und nicht als OLS-Gleichungen geschätzt werden. Für den beobachteten Lohn gilt in der Stichprobe

$$(6) \quad w^* = B \quad \text{wenn } w \geq B$$

$$w^* = w \quad \text{sonst.}$$

⁴ Schätzt man dennoch zwei separate Gleichungen für Wechsler und Nichtwechsler, entspricht dies nicht ganz dem Geist der Humankapitaltheorie, da man annimmt, daß selbst nach der Selektivitätskorrektur andere als reine Ertragsinflüsse die Parameterschätzer bestimmen. In der Literatur findet die Methode dennoch Verbreitung, da empirisch Unterschiede festgestellt werden, die eine Form von Diskriminierung darstellen.

Die Parameterschätzer $\hat{\beta}_A$ und $\hat{\beta}_B$ können dann zur Berechnung eines geschätzten Lohndifferentials ($\hat{w}_{Ai} - \hat{w}_{Bi}$) herangezogen werden:

$$(7) \quad \hat{w}_{Ai} = \hat{\beta}'_A X_{Ai} \quad \text{und} \quad \hat{w}_{Bi} = \hat{\beta}'_B X_{Bi}.$$

Dieses geschätzte Differential wird verwendet, um die Parametervektoren γ und δ im strukturellen Probit (1) konsistent mit dem Maximum-Likelihood-Verfahren zu schätzen (vgl. Maddala, 1983).⁵ Die Schätzung eines solchen Gleichungssystems ist jedoch nicht unproblematisch, denn sowohl Z_i als auch X_i sollten zumindest eine Variable beinhalten, die nicht im jeweils anderen Vektor enthalten ist. Ansonsten entsteht auf der zweiten Stufe der Schätzung ein Kollinearitätsproblem: der geschätzte Wert $\hat{w}_{Ai} - \hat{w}_{Bi}$ wäre mit den anderen Variablen kollinear und das Modell nicht schätzbar. Auf der ersten Stufe der Schätzung tritt das Problem noch nicht hervor, da die Selektivitätskorrekturterme eine nichtlineare Funktion der Einflußgrößen darstellen. Welche Variablen zur Identifikation herangezogen werden, soll im nächsten Abschnitt erläutert werden.

2.2. Daten

Aufgrund der enormen Größe der I_ABS kann nur ein Ausschnitt des gesamten Datenpotentials in einer Untersuchung verarbeitet werden. Für diesen Beitrag wurde eine 50% Teilstichprobe des Jahres 1989 gezogen.⁶ In der Stichprobe verblieben nur männliche vollzeitbeschäftigte Arbeitnehmer. Mobilität wird hier, ähnlich wie in Velling und Bender (1994), als Wechsel des Industriesektors auf der Einstellerebene (sieben Industrien) oder als Wechsel der Berufshauptgruppe (zehn Gruppen) im Jahre 1989 definiert. Um nur eine Beobachtung pro Person zu erhalten, wird jeweils nur der erste Wechsel gezählt. Weiterhin ist bei Personen, die erstmalig eine Beschäftigung aufnehmen, keine eindeutige Zuordnung zur Gruppe der Wechsler oder derjenigen der Nichtwechsler möglich, so daß auch diese aus der Teilstichprobe ausgeschlossen werden.

Die I_ABS enthält keinerlei Informationen zur Frage der Freiwilligkeit der Wechsel, weswegen die Gruppe der Wechsler äußerst heterogen sein dürfte. Während für freiwillige Wechsler eher positive geschätzte Lohndifferenziale zu erwarten sind, ist dies für unfreiwillige Wechsler kei-

⁵ Die Schätzungen wurden mit LIMDEP vorgenommen.

⁶ Über die Stichprobe berichten Bender/Hilzendegen (1995) und Rohwer (1995).

neswegs der Fall. Man kann aber versuchen, anhand verschiedener Kriterien, wie der Beschäftigungsentwicklung in den verschiedenen Industrien und der Länge der Erwerbsunterbrechung, die Wechsler in freiwillige und unfreiwillige zu trennen. Als Approximation werden hier unfreiwillige Wechsler als solche definiert, die entweder aus Branchen auf der Zweistellerebene⁷ kommen, welche die Beschäftigung reduziert haben, oder deren Erwerbsunterbrechung länger als einen Monat dauerte (vgl. Blien/Rudolph 1989 und Buttler/Bellmann 1991 für ähnliche Vorgehensweisen). Erwerbsunterbrechungen bis zu einem Monat können leicht durch die üblichen Friktionen bei dem Übergang von einem Beschäftigungsverhältnis in ein anderes erklärt werden. Die Schätzergebnisse für freiwillige Wechsler werden mit denen für alle Wechsler verglichen. Hierbei tritt das Problem auf, daß die Fallzahlen für Energie und Bergbau so klein werden, daß eine Schätzung unmöglich wird. Deswegen und aufgrund der Tatsache, daß dies ein stark regulierter und subventionierter Bereich ist, wird er aus der Untersuchung ausgeschlossen. Außerdem wurden, wie in solchen Untersuchungen üblich, die Land- und Forstwirtschaft, Kirchen und private Haushalte ausgeschlossen. Als Grund kann auch hierfür angeführt werden, daß in diesen Sektoren die Lohnbildung und wahrscheinlich auch die Mobilität stark durch institutionelle Regelungen beeinflußt sind, so daß deren Aufnahme die Analyse stark verzerren könnte.⁸ Auch Meldungen mit einer Beschäftigungsdauer von Null und solche mit Fehlwerten für die verwendeten Variablen werden nicht in die Untersuchung aufgenommen. Nach allen Selektionen bleiben 47874 Beobachtungen, die sich auf 3202 Industriewechsler (davon 1495 als freiwillig definiert) und 3435 Berufswechsler (davon 1592 „freiwillige“) beziehen.

2.3. Identifikation und Variablendefinition

Wie in Abschnitt 2.1. beschrieben, ist die Identifikation des Gleichungssystems problematisch und sollte natürlich theoretisch fundiert sein. Die Lohngleichungen (2) und (3) werden deswegen als erweiterte Mincer-Lohngleichungen geschätzt und enthalten: fünf Dummy Variablen für verschiedene Ausbildungsgruppen (die Referenzgruppe sind Arbeitnehmer ohne Abitur, aber mit Lehre), das Alter in Jahren, das quadrierte Alter in Jahren, einen Dummy für Verheiratete, drei Dummies für den Beschäftigtenstatus (die Referenzgruppe sind Arbeiter ohne Lehre), vier Dummies für verschiedene Firmengrößen (die Referenzgruppe sind Firmen mit 10-49 Mitarbeitern), die Betriebs-, Industrie- und Berufszugehörigkeitsdauern in Jahren bis

⁷ Verwendet wurden Daten des Statistischen Bundesamtes, Fachserie 18, R.1.3.

⁸ Auch die Arbeitnehmer der Vertretungen fremder Staaten wurden wegen der Zuordnungsprobleme und der geringen Fallzahl ausgeschlossen.

zum Ende des vorherigen Beschäftigungsverhältnisses, sowie Industrie- und Berufsdummies für das laufende Beschäftigungsverhältnis.

Die Probit-Gleichung (1) enthält die gleichen Variablen außer des quadrierten Alters in Jahren, zusätzlich die Arbeitsmarkterfahrung in Jahren und statt der Industrie- und Berufsdummies entsprechende Dummies für das vorherige Beschäftigungsverhältnis. Diese drei Unterschiede sollten für eine Identifikation ausreichend sein und lassen sich auch theoretisch gut begründen. Als exogene Variable in Lohngleichungen soll das quadrierte Alter den typischen Verlauf von Verdienstprofilen mit fallenden Grenzerträgen abbilden. Mincer (1974) hat diesen Zusammenhang theoretisch für die Arbeitsmarkterfahrung formuliert, jedoch wird das Alter verwendet, wenn die tatsächliche Erfahrung nicht zu ermitteln ist. In der I_ABS kann die Erfahrung nur bis zum Jahre 1975 zurückverfolgt werden, so daß das Alter die fallenden Grenzerträge besser abbilden wird.⁹ Andererseits findet man keine entsprechend gute Begründung, um die quadrierte Variable auch in den Probit aufzunehmen.

Die Erfahrung seit 1975 könnte jedoch als zusätzliche Variable im Probit zusammen mit den Betriebs-, Industrie- und Berufszugehörigkeitsdauern die Humankapitalbildung im Laufe des Arbeitslebens abbilden. Die meisten Menschen werden mit zunehmender Erfahrung und zunehmendem Alter immobiler und weniger flexibel, nicht nur da sie große Mengen an firmen-, berufs- und industriespezifischem Humankapital bilden, sondern auch aufgrund des Umstandes, daß ein Wechsel des Arbeitsplatzes häufig einen gleichzeitigen Wechsel des Wohnortes bedeutet. Etwas problematischer ist die Begründung der Aufnahme lediglich der Industrie- und Berufsdummies für das vorherige Beschäftigungsverhältnis in den strukturellen Probit, da man annehmen kann, daß beide Industrien bzw. Berufe, also Herkunftsindustrie (-beruf) und Zielindustrie (-beruf), einen Einfluß auf die Mobilität haben können. Nimmt man beide auf, so besteht jedoch zuviel Kollinearität zwischen der geschätzten Lohndifferenz und den anderen exogenen Variablen in der Probit-Gleichung (1). Außerdem enthält der Probit die Nichtbeschäftigungsphase zwischen dem aktuellen und dem letzten Job in Tagen, von der vermutlich ein positiver Einfluß auf die Wechselwahrscheinlichkeit ausgeht.¹⁰

⁹ Häufig wird auch eine korrigierte Altersvariable berechnet, indem die Ausbildungszeit vom Alter abgezogen wird (vgl. für die Bundesrepublik beispielsweise Bellmann/Gerlach 1984). Diese Variable soll die Arbeitsmarkterfahrung approximieren, kann jedoch aufgrund der relativ stark aggregierten Ausbildungsinformation in der I_ABS hier nicht optimal berechnet werden.

¹⁰ Die Dauer der Arbeitslosigkeit kann auch einen negativen Einfluß auf die Entlohnung haben, wie Licht und Steiner (1992) für die Bundesrepublik zeigen. Entsprechende Spezifikationen wurden ebenfalls geschätzt, können aber aus Platzgründen nicht präsentiert werden. Sie sind problematisch, da man in der I_ABS nicht eindeutig zwischen freiwilligen und unfreiwilligen Erwerbsunterbrechungen unterscheiden kann. Erwerbsunterbrechungen können beispielsweise auch bedeuten, daß die Personen eine Ausbildung machen, kurzfristig selbständig sind

3. Empirische Ergebnisse

In Tabelle 1 finden sich die Ergebnisse der Schätzung der reduzierten Form Probit-Gleichung (4). Die daraus ermittelten Selektivitätskorrekturterme werden in die Lohngleichungen für Wechsler und Nichtwechsler aufgenommen, welche in den Tabellen 2a und 2b zu finden sind. Da die Ergebnisse sehr ähnlich sind, werden beide Arten von Wechsel gemeinsam diskutiert. Ausbildung und Alter wirken sich positiv auf den Verdienst aus, Angestellte verdienen mehr und größere Unternehmen zahlen besser. Hervorstechende Unterschiede zwischen industriellen Wechslern und Nichtwechslern in Tabelle 2a finden sich vor allem für die Abiturienten ohne Lehre, die keinen Vorteil gegenüber anderen Schulabschlüssen haben, wie es bei den Nichtwechslern der Fall ist. Andererseits verdienen Wechsler mit Abitur und Lehre mehr als die entsprechenden Nichtwechsler. Offensichtlich sind auch die deutlich geringere Verzinsung des Alters bei den Wechslern. Die Firmengröße scheint eine geringere Bedeutung bei der Entlohnung von Wechslern zu spielen. Interessant ist, daß lediglich die Dauer der Berufszugehörigkeit und die Dauer der Industriezugehörigkeit einen signifikanten Einfluß auf den Lohn ausüben, während die Betriebszugehörigkeitsdauer keinen Einfluß ausübt. Firmenspezifisches Humankapital scheint somit weniger wichtig zu sein, als die anderen Arten von spezifischem Humankapital. Die Variable „Industriezugehörigkeit bis zum Ende des letzten Beschäftigungsverhältnisses“, welche das industriespezifische Humankapital abbilden soll, hat keinen Einfluß auf die Entlohnung der Wechsler. Wahrscheinlich wird also dieses spezifische Humankapital nach einem Wechsel nicht mehr entlohnt und ist somit für den Arbeitnehmer verloren. Gleiches gilt für das berufsspezifische Humankapital bei Berufswechslern.

Auch aus den Parameterschätzern des Selektivitätskorrekturterms kann man einige Schlüsse ziehen. Der Schätzer entspricht dem Produkt aus der Varianz des Fehlerterms der Lohngleichungen σ_ϵ und der Kovarianz zwischen den Fehlertermen der Lohngleichung und der Probit-Gleichung ρ_{eu} . Fast alle Korrelationen sind signifikant und zeigen, daß die Gruppe der Wechsler aus denjenigen besteht, die im Durchschnitt weniger verdienen. Allerdings scheint sich die Gruppe der potentiell „freiwilligen“ Wechsler von den restlichen Wechslern zu unterscheiden. Zuerst fällt auf, daß für „freiwillige“ Industriewechsler die Korrelation ρ_{eu} nicht signifikant ist. Für die beruflichen Nichtwechsler ist sie sogar negativ im Vergleich mit den

oder sich im Ausland aufhalten. Die resultierenden Lohneffekte können deswegen in verschiedene Richtungen gehen.

„freiwilligen“ Berufswechslern. Ein Vergleich der durchschnittlich geschätzten Lohndifferenzen zeigt auch, daß man bei Betrachtung nur der „freiwilligen“ industriellen Wechsler geringere durchschnittliche logarithmierte Lohnverluste in Höhe von -0,19 schätzt als für alle Wechsler, bei denen eine durchschnittliche Lohndifferenz von -0,36 geschätzt wird. Außerdem liegt das Maximum der Lohndifferenz der freiwilligen Wechsler im positiven Bereich bei 0,14 und bei allen Wechslern bei -0,02. Ähnliche Ergebnisse erhält man für die beruflichen Wechsler. Diese Schätzungen können als Indiz gewertet werden, daß man in der Tat mit Hilfe der Nichtbeschäftigungsdauer und der Abbauindustrien einen Teil der freiwilligen Mobilität von der unfreiwilligen trennen kann. Da viele Arbeitnehmer dennoch beim Wechsel Lohnverluste hinnehmen, kann man anhand dieser Kriterien offensichtlich nicht vollständig diskriminieren. Somit scheinen allerdings die meisten Wechsel eher unfreiwilliger Natur zu sein.

Letztendlich zeigt auch die Schätzung der Probit-Gleichung (1) in Tabelle 3, daß die Lohndifferenz keinen signifikanten Einfluß auf die Mobilitätsentscheidung ausübt, obwohl sie die entscheidende Variable für die freiwillige Mobilitätsentscheidung darstellen sollte.¹¹ Erstaunlich ist, daß auch die Ausbildung bis auf kleinere Ausnahmen keine signifikanten Werte aufweist. Alter und Erfahrung beeinflussen die Mobilitätsentscheidung negativ, ebenso wie die industrielle, berufliche und firmenspezifische Zugehörigkeitsdauer. Dies weist auf Humankapitaleffekte und „Matching“-Effekte hin. Auch die Parameterschätzer der Unternehmensgrößendummies haben die erwarteten Vorzeichen: Arbeitnehmer aus größeren Unternehmen wechseln seltener. Dieser negative Effekt ist für Berufswechsler dem Betrage nach geringer, was in den oben erwähnten Aufstiegsmöglichkeiten innerhalb großer Unternehmen begründet liegen könnte. Ungewöhnlich erscheint lediglich, daß die Nichtbeschäftigungsdauer in Tagen einen signifikant negativen Wert für industrielle „freiwillige“ Wechsler auszuüben scheint, während sie bei der Analyse aller Wechsler den erwarteten positiven Einfluß ausübt. Wird ein Arbeitnehmer entlassen, wird er wahrscheinlich versuchen zunächst im gleichen Arbeitsmarktsegment eine Beschäftigung zu finden. Jedoch mit steigender Dauer der Arbeitslosigkeit wird er auch in anderen Bereichen suchen.

¹¹ Andere Spezifikationen führten teilweise zu signifikant positiven Einflüssen. Jedoch scheint dies kein robustes Ergebnis zu sein, wie die vorliegenden Ergebnisse zeigen.

Tabelle 1 - Reduzierte Form Probit Schätzungen für das Jahr 1989

	Industrielle Analyse/ alle Wechsler	Industrielle Analyse/ freiwillige Wechsler	Berufliche Analyse/ alle Wechsler	Berufliche Analyse/ freiwillige Wechsler
Konstante	-1,0382** (0,1332)	-1,3011** (0,1672)	0,0042 (0,1207)	-0,3806 (0,1479)
Kein Abitur, keine Lehre	0,1026** (0,0326)	0,0218 (0,0418)	0,1035** (0,0302)	0,0565 (0,0385)
Abitur, keine Lehre	-0,0825 (0,1241)	-0,3676 (0,2018)	0,1387 (0,1134)	0,0375 (0,1529)
Abitur, Lehre	-0,1423 (0,0767)	-0,0615 (0,0908)	-0,0721 (0,0729)	-0,0671 (0,0881)
Fachhochschule	0,0298 (0,0662)	0,0238 (0,0799)	-0,1443 (0,0678)	-0,1040 (0,0811)
Universität	-0,0870 (0,0618)	-0,0086 (0,0726)	-0,2440** (0,0648)	-0,1409 (0,0748)
Alter	0,0160* (0,0058)	0,0073 (0,0071)	0,0034 (0,0055)	-0,0078 (0,0066)
Erfahrung	-0,0432** (0,0039)	-0,0301** (0,0048)	-0,0305** (0,0039)	-0,0158** (0,0047)
Alter²	-0,0003** (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0002 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)
Ehe	0,0220 (0,0250)	0,0932** (0,0301)	-0,0215 (0,0240)	0,0352 (0,0290)
Nichtbeschäftigungs- dauer (Tage)	0,00083** (0,00003)	-0,00408** (0,00059)	0,00084** (0,00003)	-0,00439** (0,00065)
Arbeiter mit Lehre	-0,2626** (0,0327)	-0,1926** (0,0405)	-0,4019** (0,0306)	-0,3089** (0,0383)
Poliere, Meister	-0,2491** (0,0754)	-0,1410 (0,0850)	-0,1258 (0,0644)	-0,0256 (0,0749)
Angestellte	-0,4395** (0,0409)	-0,3327** (0,0500)	-0,2883** (0,0396)	-0,1339* (0,0479)
Firmengröße 1-9	-0,1112** (0,0385)	-0,1317** (0,0503)	-0,1104* (0,0417)	-0,0776 (0,0555)
Firmengröße 50-99	-0,0590 (0,0436)	-0,0211 (0,0558)	0,0751 (0,0456)	0,1223 (0,0592)
Firmengröße 100-499	-0,0462 (0,0393)	-0,0135 (0,0526)	0,0435 (0,0411)	0,0373 (0,0565)
Firmengröße 500-999	-0,1786** (0,0461)	-0,0676 (0,0630)	0,1236* (0,0471)	0,2600** (0,0658)
letzte Firmengröße 1-9	0,0870 (0,0373)	0,0750 (0,0488)	0,0490 (0,0400)	0,0046 (0,0534)
letzte Firmengröße 50-99	0,0340 (0,0438)	0,0045 (0,0562)	-0,0502 (0,0460)	-0,1007 (0,0601)
letzte Firmengröße 100-499	-0,1122** (0,0394)	-0,1474* (0,0528)	-0,1232** (0,0409)	-0,1165 (0,0557)
letzte Firmengröße 500-999	-0,2097** (0,0465)	-0,3141** (0,0634)	-0,2628** (0,0471)	-0,4576** (0,0662)
Industrielle Zugehö- rigkeitsdauer	-0,0307** (0,0041)	-0,0250** (0,0048)	0,0157** (0,0038)	0,0167** (0,0045)
Berufliche Zugehö- rigkeitsdauer	-0,0087 (0,0035)	-0,0072 (0,0041)	-0,0636** (0,0033)	-0,0581** (0,0039)
Betriebszugehörig- keitsdauer	-0,0276** (0,0044)	-0,0232** (0,0051)	-0,0163** (0,0039)	-0,0142** (0,0046)

Die abhängige Variable ist eine Dummyvariable, die gleich eins für Wechsler ist. Signifikanz auf dem Niveau 0,005 wird durch ** gekennzeichnet und auf dem Niveau 0,01 durch *. Asymptotische Standardfehler in Klammern. Industrie- und Beschäftigungsdummies sind enthalten. Siehe den Text für weitere Details.

Tabelle 2a - Selektivitätskontrollierte Lohngleichungen für industrielle Wechsler und Nichtwechsler

	Alle industriellen Wechsler	Nichtwechsler	„Freiwillige“ industrielle Wechsler	Nichtwechsler
Konstante	-1,3557** (0,0666)	-1,2032** (0,0162)	-1,2385** (0,0985)	-1,2318** (0,0163)
Kein Abitur, keine Lehre	-0,0771** (0,0184)	-0,0678** (0,0047)	-0,0756** (0,0223)	-0,0726** (0,0047)
Abitur, keine Lehre	-0,0172 (0,0565)	0,0815** (0,0151)	-0,1417 (0,0902)	0,0703** (0,0153)
Abitur, Lehre	0,1493** (0,0401)	0,0451** (0,0078)	0,0974* (0,0376)	0,0467** (0,0079)
Fachhochschule	0,3017** (0,0402)	0,2493** (0,0092)	0,2406** (0,0583)	0,2458** (0,0092)
Universität	0,4042** (0,0381)	0,3540** (0,0081)	0,3428** (0,0550)	0,3526** (0,0081)
Alter	0,0159** (0,0031)	0,0212** (0,0007)	0,0156** (0,0042)	0,0212** (0,0007)
Alter²	-0,00018** (0,00004)	-0,00023** (0,00001)	-0,00014 (0,00006)	-0,00024** (0,00001)
Ehe	0,0947** (0,0149)	0,0948** (0,0031)	0,0892** (0,0172)	0,0992** (0,0031)
Arbeiter mit Lehre	0,0426 (0,0190)	0,0362** (0,0049)	0,0562 (0,0228)	0,0412** (0,0049)
Poliere, Meister	0,3059** (0,0560)	0,2486** (0,0084)	0,2997** (0,0520)	0,2539** (0,0083)
Angestellte	0,1307** (0,0228)	0,2356** (0,0052)	0,1851** (0,0280)	0,2412** (0,0053)
Firmengröße 1-9	-0,0713** (0,0163)	-0,1211** (0,0040)	-0,0446 (0,0197)	-0,1230** (0,0040)
Firmengröße 50-99	-0,0111 (0,0195)	0,0389** (0,0051)	-0,0057 (0,0235)	0,0402** (0,0051)
Firmengröße 100-499	0,0076 (0,0176)	0,0616** (0,0044)	-0,0011 (0,0207)	0,0635** (0,0044)
Firmengröße 500-999	0,0599* (0,0223)	0,1142** (0,0044)	0,0376 (0,0245)	0,1171** (0,0044)
Industrielle Zuge- hörigkeitsdauer	0,0010 (0,0025)	0,0036** (0,0005)	0,0025 (0,0027)	0,0045** (0,0005)
Berufliche Zuge- hörigkeitsdauer	0,0081** (0,0022)	0,0081** (0,0004)	0,0081** (0,0023)	0,0087** (0,0004)
Betriebszugehö- rigkeitsdauer	-0,0017 (0,0030)	0,0002 (0,0005)	-0,0005 (0,0031)	0,0003 (0,0005)
σ_ϵ	0,3197** (0,0042)	0,2812** (0,0003)	0,2563** (0,0051)	0,2799** (0,0003)
$\rho_{\epsilon u}$	-0,3689** (0,0341)	0,7517** (0,0104)	-0,2100 (0,0984)	0,8345** (0,0101)
Log-L.	-9334,106	-16852,1	-5599,675	-13763,34
Beobachtungen	3202	44672	1495	44672

Die abhängige Variable ist der logarithmierte Stundenlohn. Signifikanz auf dem Niveau 0,005 wird durch ** gekennzeichnet und auf dem Niveau 0,01 durch *. Asymptotische Standardfehler in Klammern. Industrie- und Beschäftigungsdummies sind enthalten. Siehe den Text für weitere Details.

Tabelle 2b - Selektivitätskontrollierte Lohngleichungen für berufliche Wechsler und Nichtwechsler

	Alle beruflichen Wechsler	Nichtwechsler	„Freiwillige“ berufliche Wechsler	Nichtwechsler
Konstante	-1,2969** (0,0654)	-1,1404** (0,0164)	-1,2781** (0,0839)	-1,2878** (0,0167)
Kein Abitur, keine Lehre	-0,0790** (0,0168)	-0,0678** (0,0047)	-0,0655** (0,0205)	-0,0693** (0,0047)
Abitur, keine Lehre	-0,0032 (0,0536)	0,0907** (0,0151)	0,0024 (0,0672)	0,0810** (0,0162)
Abitur, Lehre	0,0376 (0,0332)	0,0563** (0,0081)	0,0093 (0,0315)	0,0608** (0,0089)
Fachhochschule	0,2658** (0,0443)	0,2401** (0,0092)	0,2265** (0,0572)	0,2406** (0,0092)
Universität	0,3457** (0,0360)	0,3477** (0,0082)	0,2998** (0,0424)	0,3486** (0,0084)
Alter	0,0174** (0,0031)	0,0204** (0,0007)	0,0186** (0,0039)	0,0187** (0,0007)
Alter²	-0,0002** (0,0000)	-0,00023** (0,00001)	-0,0002** (0,0001)	-0,0002** (0,0000)
Ehe	0,0886** (0,0143)	0,0932** (0,0031)	0,1007** (0,0161)	0,0961** (0,0031)
Arbeiter mit Lehre	0,0359 (0,0188)	0,0247** (0,0049)	0,0495 (0,0218)	0,0549** (0,0049)
Poliere, Meister	0,2717** (0,0555)	0,2468** (0,0084)	0,2542** (0,0503)	0,2643** (0,0083)
Angestellte	0,1757** (0,0234)	0,2328** (0,0053)	0,1790** (0,0264)	0,2503** (0,0054)
Firmengröße 1-9	-0,0796** (0,0168)	-0,1222** (0,0040)	-0,0334 (0,0207)	-0,1160** (0,0043)
Firmengröße 50-99	0,0061 (0,0208)	0,0421** (0,0050)	-0,0113 (0,0230)	0,0349** (0,0051)
Firmengröße 100-499	0,0435 (0,0185)	0,0636** (0,0043)	0,0431 (0,0200)	0,0712** (0,0043)
Firmengröße 500-999	0,1196** (0,0208)	0,1194** (0,0044)	0,0541 (0,0227)	0,1224** (0,0044)
Industrielle Zuge- hörigkeitsdauer	0,0116** (0,0024)	0,0054** (0,0005)	0,0090** (0,0023)	0,0066** (0,0005)
Berufliche Zuge- hörigkeitsdauer	-0,0042 (0,0024)	0,0066** (0,0004)	-0,0021 (0,0023)	0,0109** (0,0004)
Betriebszuge- hörigkeitsdauer	0,0028 (0,0028)	-0,0001 (0,0005)	0,0013 (0,0026)	0,0023** (0,0005)
σ_ϵ	0,3225** (0,0031)	0,2818** (0,0003)	0,2545** (0,0046)	0,2725** (0,0011)
ρ_{EU}	-0,2897** (0,0341)	0,7868** (0,0089)	-0,2538** (0,0607)	-0,5078** (0,0082)
Log-L.	-10051,81	-17113,09	-5914,945	-16347,43
Beobachtungen	3435	44439	1592	44439

Die abhängige Variable ist der logarithmierte Stundenlohn. Signifikanz auf dem Niveau 0,005 wird durch ** gekennzeichnet und auf dem Niveau 0,01 durch *. Asymptotische Standardfehler in Klammern. Industrie- und Beschäftigungsdummies sind enthalten. Siehe den Text für weitere Details.

Tabelle 3 - Strukturelle Probit Schätzungen für das Jahr 1989

	Industrielle Analyse	Industrielle Analyse	Berufliche Analyse	Berufliche Analyse
	alle Wechsler	freiwillige Wechsler	alle Wechsler	freiwillige Wechsler
Konstante	-0,5182** (0,1066)	-0,6962** (0,1186)	0,4170** (0,0997)	-0,0742 (0,0935)
Kein Abitur, keine Lehre	0,0932** (0,0323)	0,0069 (0,0411)	0,0865** (0,0303)	0,0232 (0,0385)
Abitur, keine Lehre	-0,0834 (0,1279)	-0,1974 (0,2036)	0,1511 (0,1173)	0,0575 (0,1520)
Abitur, Lehre	-0,1117 (0,0806)	-0,0451 (0,0888)	-0,0210 (0,0714)	-0,0265 (0,0869)
Fachhochschule	0,0142 (0,0657)	0,0034 (0,0781)	-0,1058 (0,0670)	-0,0991 (0,0808)
Universität	-0,0915 (0,0617)	0,0047 (0,0704)	-0,2144** (0,0636)	-0,1307 (0,0755)
Alter	-0,0092** (0,0012)	-0,0139** (0,0015)	-0,0105** (0,0012)	-0,0133** (0,0014)
Erfahrung	-0,0390** (0,0038)	-0,0258** (0,0047)	-0,0270** (0,0038)	-0,0135** (0,0046)
Nichtbeschäftigungsdauer (Tage)	0,0008** (0,0000)	-0,0040** (0,0006)	0,00086** (0,00003)	-0,00437** (0,00064)
Ehe	0,0212 (0,0247)	0,1027** (0,0298)	-0,0165 (0,0238)	0,0364 (0,0286)
Arbeiter mit Lehre	-0,2987** (0,0313)	-0,2462** (0,0392)	-0,5255** (0,0298)	-0,4195** (0,0372)
Poliere, Meister	-0,2613** (0,0763)	-0,1733 (0,0840)	-0,1150 (0,0632)	-0,0160 (0,0731)
Angestellte	-0,3069** (0,0475)	-0,1480** (0,0488)	-0,0550 (0,0398)	0,1097 (0,0489)
letzte Firmengröße 1-9	0,0405 (0,0319)	0,0035 (0,0402)	-0,0093 (0,0335)	-0,0277 (0,0440)
letzte Firmengröße 50-99	-0,0119 (0,0374)	0,0008 (0,0445)	-0,0132 (0,0380)	-0,0229 (0,0464)
letzte Firmengröße 100-499	-0,1472** (0,0323)	-0,1428** (0,0394)	-0,0866** (0,0305)	-0,0860 (0,0370)
letzte Firmengröße 500-999	-0,3408** (0,0351)	-0,3465** (0,0442)	-0,1564** (0,0308)	-0,2334** (0,0429)
Industrielle Zugehörigkeitsdauer	-0,0300** (0,0041)	-0,0210** (0,0047)	0,0124** (0,0043)	0,0157** (0,0045)
Berufliche Zugehörigkeitsdauer	-0,0099** (0,0034)	-0,0090 (0,0040)	-0,0593** (0,0048)	-0,0561** (0,0059)
Betriebszugehörigkeitsdauer	-0,0292** (0,0043)	-0,0242** (0,0049)	-0,0167** (0,0040)	-0,0137** (0,0045)
Lohndifferenz	0,0290 (0,2912)	0,4982 (0,2902)	0,3289 (0,3296)	0,0613 (0,3415)
Pseudo R²	0,42	0,43	0,41	0,44
Log-L.	-8752,032	-5689,641	-9345,64	-5978,45
Restringierter (Parameter=0) Log-L.	-11753,21	-6598,586	-12358,41	-6920,151

Die abhängige Variable ist eine Dummyvariable, die gleich eins für Wechsler ist. Signifikanz auf dem Niveau 0,005 wird durch ** gekennzeichnet und auf dem Niveau 0,01 durch *. Asymptotische Standardfehler in Klammern. Industrie- und Beschäftigungsdummies sind enthalten. Siehe den Text für weitere Details.

4. Schlussfolgerungen

Berufliche und industrielle Mobilität findet im Gegensatz zu regionaler Mobilität auf dem deutschen Arbeitsmarkt in durchaus beträchtlichem Ausmaß statt. Auf stark aggregiertem Niveau lassen sich, nach verschiedenen Datenselektionen, berufliche Mobilitätsraten von rund 7,2% und industrielle Mobilitätsraten von rund 6,6% in der I_ABS feststellen, die einer regionalen Mobilitätsrate von rund 1% (Statistisches Bundesamt) gegenüberstehen. Allerdings haben die Untersuchungen in diesem Beitrag Hinweise geliefert, daß ein Großteil dieser Mobilität wahrscheinlich unfreiwilliger Natur ist, also durch Freisetzungen verursacht wird und nicht, durch positive Lohndifferenzen ausgelöst, freiwillig stattfindet. Bestätigt werden konnte jedoch der Einfluß von spezifischem Humankapital auf die Mobilitätsentscheidung: längere Zugehörigkeitsdauern in Betrieben, Industrien und Berufen verringern die Mobilitätsbereitschaft. Unterschiedliche Lohngleichungen für Wechsler und Nichtwechsler zeigen auch, daß in der Tat bei einem Industriewechsel industriespezifisches Humankapital nicht mehr entlohnt wird und bei einem Berufswechsel berufsspezifisches Humankapital. Prinzipiell scheinen jedoch industrielle und berufliche Mobilität von ähnlichen Einflußgrößen abhängig zu sein und treten auch häufig zusammen auf: etwa 40% aller Wechsler wechseln gleichzeitig die Industrie und den Beruf. Weitere Untersuchungen der Mobilität sollen in Zukunft verstärkt die Mobilitätsbereitschaft von Arbeitslosen und Unterschiede zwischen den Lohngleichungen für Wechsler und Nichtwechsler analysieren.

Literaturverzeichnis

Addison, J.T.; P. Portugal (1989), „Job Displacement, Relative Wage Changes and Duration of Unemployment“, in: *Journal of Labour Economics* 7, S. 281-302.

Abraham, Katharine G.; Henry S. Farber (1987), „Job Duration, Seniority, and Earnings“, in: *American Economic Review* 77, S. 278-297.

Bellmann, Lutz; Knut Gerlach (1984), „Einkommensfunktionen für Männer und Frauen mit individuellen und strukturellen Bestimmungsfaktoren“, in: Lutz Bellmann; Knut Gerlach; Olaf Hübler (1984), *Lohnstruktur in der Bundesrepublik Deutschland*, Frankfurt/New York: Campus.

Bender, Stefan; Jürgen Hilzendegen (1995), „Die IAB-Beschäftigtenstichprobe als scientific use file“, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 1/95, S. 79-95.

- Blien, Uwe; Helmut Rudolph (1989), „Einkommensentwicklung bei Betriebswechsel und Betriebsverbleib im Vergleich“, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 4/89, S. 553-567.
- Börsch-Supan, Axel (1989), „Mobilitätshemmende und mobilitätsfördernde Qualifizierung“, in: Schriften des Vereins für Sozialpolitik 178, S. 451-470.
- Buttler, Friedrich; Lutz Bellmann (1991), „Mikroanalyse des Arbeitsmarktes mit Individualdaten der Sozialversicherungsträger: Einkommensverluste bei Freisetzungen“, in: Ifo-Studien-Zeitschrift für empirische Wirtschaftsforschung 37, S. 297-314.
- Carrington, William J. (1993), „Wage Losses for Displaced Workers - Is It Really the Firm that Matters?“, in: The Journal of Human Resources 28 (3), S. 435-462.
- Cramer; Ulrich (1992), „Regionale Mobilität im Beschäftigungsverlauf“, in: Regionale und biographische Mobilität im Lebensverlauf, Hannover: Akademie für Raumforschung und Landesplanung, S. 69-89.
- Ehrenberg, Ronald G.; Robert S. Smith (1991), „Modern Labor Economics: Theory and Public Policy“, New York: Harper-Collins, 4th Edition.
- Gerlach, Knut; Olaf Hübler (1995), „Betriebsgröße und Einkommen - Erklärungen, Entwicklungstendenzen und Mobilitätseinflüsse“, in: Viktor Steiner; Lutz Bellmann (ed.), Mikroökonomik des Arbeitsmarktes, Beiträge aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 192, Nürnberg, S. 225-264.
- Heckman (1979), „Sample Selection Bias as a Specification Error“, in: Econometrica 47 (1), S. 153-161.
- Hofbauer, König (1973), „Berufswechsel bei männlichen Erwerbspersonen in der Bundesrepublik Deutschland“, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 4/73, S. 38-66.
- Jovanovic, B. (1979), „Job Matching and the Theory of Turnover“, in: Journal of Political Economy 87, S. 972-990.
- Lee, Lung-Fei (1978), „Unionism and Wage Rates“, in: International Economic Review 19, S. 415-433.
- Licht, Georg; Viktor Steiner (1992), „Individuelle Einkommensdynamik und Humankapitaleffekte nach Erwerbsunterbrechungen“, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 209 (3-4), S. 242-265.

- Maddala, G. (1983), „Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics“, Cambridge University Press.
- Mertens, Antje (1996), „Employment and Wages in Germany - Regional and Sectoral Dynamics“, Humboldt-Universität zu Berlin, Sonderforschungsbereich 373 Arbeitspapier 55.
- Mincer, Jacob (1974), „Schooling, Experience and Earnings“, New York: National Bureau of Economic Research.
- Mincer, Jacob (1986), „Wage Changes in Job Changes“, in: Ronald E. Ehrenberg (ed.), Research in Labor Economics, Volume 8, Part A, S. 171-197.
- Mincer, Jacob; Boyan Jovanovic (1981), „Labor Mobility and Wages“, in: Studies in Labor Economics, ed. Sherwin Rosen, Chicago: University of Chicago Press, S. 21-63.
- Mortensen, Dale T. (1988), „Wages, Separations, and Job Tenure: On-the-Job Specific Training or Matching?“, in: The Journal of Labor Economics 4, S. 445-471.
- Nakosteen, Robert A.; Michael Zimmer (1980), „Migration and Income: The Question of Self-Selection“, in: Southern Economic Journal 46, S. 840-851.
- Rohwer, Götz (1995), „Einführung in das praktische Arbeiten mit der IAB-Stichprobe“, Papier erstellt für den Workshop des ZUMA, Mannheim, mimeo.
- Rudolph, Helmut (1986), „Die Fluktuation in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung“, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 2/86, S. 257-270.
- Topel, Robert H. (1986), „Local Labor Markets“, in: Journal of Political Economy (Supplement) 94 (3), S. 111-143.
- Topel Robert H.; Michael P. Ward (1992), „Job Mobility and the Careers of Young Men“, in: The Quarterly Journal of Economics 107 (2), S. 445-479.
- Velling, Johannes; Stefan Bender (1994), „Berufliche Mobilität zur Anpassung struktureller Diskrepanzen am Arbeitsmarkt“, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 3/94, S. 212-231.
- Weiss, Andrew (1984), „Determinants of Quit Behaviour“, Journal of Labor Economics 2, S. 371-387.
- Weißhuhn, Gernot (1987), „Mobility Patterns and Income Dynamics of Employees in the Federal Republic of Germany from 1974 until the Beginning of 1980“, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 203 (4), S. 333-371.

Weißhuhn, Gernot; Felix Büchel (1992), „Betriebswechsel, räumliche Mobilität und Verdienstenwicklung“, in: Regionale und biographische Mobilität im Lebensverlauf, Hannover: Akademie für Raumforschung und Landesplanung, S. 168-198.

Willis, Robert J.; Sherwin Rosen (1979), „Education and Self-Selection“, in: Journal of Political Economy 87 (5), S. S7-S36.