

Schneider, Lutz

Working Paper

Zu alt für einen Wechsel? Zum Zusammenhang von Alter, Lohndifferentialen und betrieblicher Mobilität

IWH Discussion Papers, No. 1/2007

Provided in Cooperation with:

Halle Institute for Economic Research (IWH) – Member of the Leibniz Association

Suggested Citation: Schneider, Lutz (2007) : Zu alt für einen Wechsel? Zum Zusammenhang von Alter, Lohndifferentialen und betrieblicher Mobilität, IWH Discussion Papers, No. 1/2007, Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung Halle (IWH), Halle (Saale), <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:gbv:3:2-5058>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/29993>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

**Zu alt für einen Wechsel?
Zum Zusammenhang von Alter,
Lohndifferentialen und betrieblicher Mobilität**

Lutz Schneider

Januar 2007

Nr. 1

**Zu alt für einen Wechsel?
Zum Zusammenhang von Alter,
Lohndifferenzialen und betrieblicher Mobilität**

Lutz Schneider

Januar 2007

Nr. 1

Autor: Lutz Schneider

Strukturökonomik

Lutz.Schneider@iwh-halle.de

Tel.: (0345) 77 53-857

The responsibility for discussion papers lies solely with the individual authors. The views expressed herein do not necessarily represent those of the IWH. The papers represent preliminary work and are circulated to encourage discussion with the author. Citation of the discussion papers should account for their provisional character; a revised version may be available directly from the author.

Anregungen und kritische Bemerkungen zu den dargestellten Untersuchungsergebnissen sind jederzeit willkommen und erwünscht.

Herausgeber:

INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG HALLE – IWH

Prof. Dr. Ulrich Blum (Präsident), Dr. Hubert Gabrisch (Forschungsdirektor)

Das IWH ist Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Hausanschrift: Kleine Märkerstraße 8, 06108 Halle (Saale)

Postanschrift: Postfach 11 03 61, 06017 Halle (Saale)

Telefon: (0345) 77 53-60

Telefax: (0345) 77 53-8 20

Internetadresse: <http://www.iwh-halle.de>

Zu alt für einen Wechsel?

Zum Zusammenhang von Alter, Lohndifferentialen und betrieblicher Mobilität

Abstract

Due to the well known fact of a reduced mobility of older employees the workforce aging will have strong consequences for job mobility in Germany. On the basis of the IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS) the subsequent article analyzes the impact of age on (inter-firm) job mobility. In particular the study answers the question, how wage differentials of a potential job change evolve during the working life span. It is shown, that a job change is less profitable for old than for young workers. However the analysis also demonstrates, that the wage differentials of job changes cannot explain the whole mobility advantage of younger employees.

Keywords: Job Mobility, Wage Structure, Aging

JEL classification: J62, J31, J14

Zusammenfassung

Die absehbare Alterung der Erwerbstätigen in Deutschland wird Konsequenzen für die Arbeitsmarktmobilität haben, ist doch bekannt, dass die Wechselbereitschaft mit zunehmendem Alter sinkt. Die vorliegende Arbeit analysiert auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS) die Wirkung des Alters auf die betriebliche Mobilität. Im Zentrum steht dabei die Frage, wie sich die Einkommensdifferenziale eines betrieblichen Wechsels im Laufe des Erwerbslebens verändern. Es zeigt sich, dass Ältere im Falle eines Wechsels weniger stark als junge Beschäftigte von Einkommengewinnen profitieren. Die Analyse macht jedoch ebenfalls deutlich, dass diese Einkommenskomponente den Mobilitätsvorsprung der Jüngeren nicht vollständig erklären kann.

Schlüsselwörter: Betriebliche Mobilität, Lohnstruktur, Alterung

Zu alt für einen Wechsel?

Zum Zusammenhang von Alter, Lohndifferentialen und betrieblicher Mobilität*

1 Einleitung

Die Mobilität von Humankapital gilt als wichtiger Motor von Technologietransfer, Innovationstätigkeit und strukturellem Wandel, zudem sollten Wechselprozesse am Arbeitsmarkt zu einer effizienteren Faktorallokation führen. Insofern bildet Arbeitsmarktmobilität eine essentielle Voraussetzung für wirtschaftliches Wachstum. Gleichzeitig belegen empirische Untersuchungen einen ausgeprägt negativen Einfluss des Alters auf betriebliche, berufliche und regionale Mobilitätsprozesse (vgl. Kapitel 3). Angesichts der absehbaren Alterung des Erwerbsfähigenpotentials in Deutschland bedeutete dies eine echte Herausforderung für die Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Volkswirtschaft gerade mit Blick auf die aufsteigenden jungen Ökonomien Asiens.

Ziel der vorliegenden Analyse ist die Untersuchung des Zusammenhangs von Alter, Lohndifferentialen und betrieblicher Mobilität. Dabei gilt es vornehmlich zu ermitteln, ob sich altersspezifische Einkommenseffekte eines betrieblichen Wechsels identifizieren lassen und wie diese Effekte die Wechselneigung beeinflussen. Somit wird nicht allein die Wirkung des Alters auf die Wechselentscheidung untersucht, vielmehr gilt es zu klären, inwiefern der Alterseinfluss seinerseits durch einen altersabhängigen Verlauf des Wechselertrags festgelegt ist. Folglich soll nicht nur der Alterseinfluss selbst beschrieben werden, sondern überdies dessen mögliche *Ursachen* identifiziert werden. Gegenstand der Analyse ist dabei die nachhaltig wirksame und damit wachstumsfördernde Form der Mobilität, insofern wird zwischen Wechseln differenziert, welche nur kurzfristig orientiert sind und denen, die als „echte“ nachhaltig wirksame Wechsel anzusehen sind.

Im Folgenden wird anhand einiger theoretischer Überlegungen dargestellt, welche Wirkung das Alter als Mobilitätsdeterminante haben wird und wie sich der Einkommengewinn eines betrieblichen Wechsels im Altersverlauf ändern sollte. Nach einer knappen Darstellung der relevanten empirischen Literatur werden im vierten Kapitel die theoretisch abgeleiteten Hypothesen anhand des Regionalfiles der Beschäftigtenstichprobe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IABS) auf ihren Realitätsgehalt hin überprüft. Ein Fazit beschließt die Analyse.

* Der Autor dankt Anette Haas, Jan Sauermann, Rolf Scheufele sowie Joachim Wilde für hilfreiche Anmerkungen.

2 Alter und Wechselkalkül – Theoretische Zusammenhänge

2.1 Das Wechselkalkül

Das Mobilitätsverhalten von Wirtschaftssubjekten – im Besonderen für das im vorliegenden Kontext relevante Verhalten am Arbeitsmarkt – ist aus ökonomischer Sicht durch die Differenz von Erträgen und Kosten des Wechsels bestimmt. Demnach wird der Betrieb gewechselt, wenn die Rendite des Wechsels positiv ist; es wird dorthin gewechselt, wo der resultierende Gewinn am größten ist. Formal lässt sich das Optimierungskalkül wie folgt darstellen:

$$\max_Z r = \left(\sum_{s=t}^T \delta^{s-t} (E_{s,Z} - E_{s,U}) \right) - K_Z \quad \text{mit} \quad \delta \leq 1 \quad (1)$$

Der auf den Wechselzeitpunkt t bezogene Barwert eines Wechsels r ergibt sich aus der diskontierten Differenz des Einkommens im Zielzustand Z und im Ursprungszustand U abzüglich der durch den Wechsel anfallenden Kosten K . Diese Wechselkosten umfassen neben direkten Wechselkosten auch die Einkommensverluste während des Wechsels sowie nicht-monetäre Größen wie emotionale Bindungen oder soziale Netzwerke. Sie sind mit Z indiziert, da sich die Kosten des Wechsels je nach Zielzustand unterscheiden können. Die relevante Einkommensdifferenz betrifft dabei $T-t$ Perioden, T steht also für den (erwarteten) Zeitpunkt der Beendigung des Zielzustandes Z , δ symbolisiert den Diskontfaktor. Der Entscheidungsparameter besteht in der Wahl des Zielzustandes Z , der den höchsten Barwert verspricht. Ein Wechsel erfolgt immer dann, wenn ein Zielzustand identifiziert werden kann, für welchen r positiv ausfällt. Anhand von Gleichung (1) lassen sich Kanäle identifizieren, über welche das Alter Einfluss auf die Wechselentscheidung ausüben sollte und die mithin eine Altersselektivität von Mobilitätsentscheidungen bewirken. Dabei spielt das Einkommensdifferential $E_z - E_u$ eine zentrale Rolle, darüber hinaus ist aber auch die Altersspezifik der Wechselkosten K_Z und des Diskontfaktor δ zu berücksichtigen.

2.2 Das Einkommensdifferential

Aus theoretischer Sicht ist zu vermuten, dass sich die Einkommensdifferenziale eines potentiellen Betriebswechsels mit zunehmendem Alter verringern. Diese Hypothese kann dann Gültigkeit beanspruchen, wenn i) der Lohn mit zunehmender Betriebszugehörigkeitsdauer – und damit indirekt mit zunehmendem Alter – steigt und ii) diese senioritätsbedingten Lohnkomponenten bei einem Betriebswechsel weitgehend verloren gehen. Zur theoretischen Begründung dieser beiden Bedingungen lassen sich drei alternative

Konzepte der Arbeitsmarkttheorie anführen: a) Spezifisches Humankapital, b) Deferred-payment, c) Matching.¹

- a) Gemäß der Theorie des spezifischen Humankapitals haben Ältere im Rahmen ihrer betrieblichen Erwerbsgeschichte einen größeren Bestand an spezifischem Humankapital im Ursprungszustand akkumuliert, der zu einer Steigerung der Produktivität und des Einkommens führt. Insofern spezifisches Humankapital nicht in einen anderen Betrieb übertragen werden kann, wird ein Wechsel mit Produktivitäts- und Einkommensverlusten verbunden sein, der sich mit zunehmendem Kapitalbestand – also mit zunehmendem Alter – erhöht (Becker (1964); Mincer (1974, 1986); Ehrenberg und Smith (1991)). Umgekehrt können Jüngere länger von Einkommenskomponenten profitieren, welche aus der Aneignung spezifischen Humankapitals im Zielzustand resultieren. Diesen die langfristige Wechselrendite erhöhenden Effekt können Ältere höchstens bis zum Austritt aus dem Erwerbsleben nutzen ($T_{\text{jung}} > T_{\text{alt}}$). Gemäß dieser Theorie sollte der negative Einfluss des Alters auf die Wechselneigung damit insbesondere für Beschäftigungsverhältnisse gelten, welche durch hohe Bestände an spezifischem Humankapital ausgezeichnet sind. Personengruppen, welche entweder über wenig oder aber über leicht übertragbares Humankapital verfügen, sind von diesem Mechanismus weniger betroffen (Groot und Verberne (1997); Dixon (2003)).
- b) Auch das Deferred-payment-Modell von Lazear (1979, 1981) kann als Begründung des beschriebenen Alterseffekts herangezogen werden. Im Kontext von Arbeitsmärkten mit asymmetrischer Informationslage bieten die Arbeitgeber den Jüngeren einen anfänglich unter ihrer Produktivität liegenden Lohn an, um *moral hazard* zu unterbinden und eine langfristige Betriebsbindung zu erzeugen. Der Lohn steigt sich im Zeitverlauf und führt bei langer Betriebszugehörigkeit zu einer – in der Regel tariflich gesicherten – Entlohnung über dem Produktivitätsniveau, infolgedessen zu einer senioritätsorientierten Lohnstruktur. Die Konsequenz dieses Lohnschemas ist ebenfalls eine über die Zeit sinkende Wechselneigung, da die bei Verbleib generierbaren Einkommenskomponenten anderswo nicht bzw. nicht im gleichen Umfang realisiert werden können.
- c) In Matching-Modellen ist die Dauer der Betriebszugehörigkeit ebenfalls positiv mit der Lohnhöhe und negativ mit der Wechselwahrscheinlichkeit korreliert (Jovanovic (1979)). Wesentliches Merkmal der Ansätze ist die ex ante unbeobachtbare Produktivität eines Matches zwischen Beschäftigten und Arbeitsplatz. Erst im Verlauf des Beschäftigungsverhältnisses wird die Qualität des Matches sichtbar, der Lohn wird entsprechend angepasst. Ungeeignete Matches führen zu Kündigungen oder Entlassungen, während produktive Beschäftigungsverhältnisse Bestand haben. Insofern sind niedrige Löhne, welche eine schlechte Matching-Qualität signalisieren, mit kurzer

¹ Vgl. zur Charakterisierung der Theorien Prinz (2004), S. 7 ff., sowie Mertens (1998), S. 27 ff.

Betriebszugehörigkeit gepaart, während hohe Löhne und eine gute Qualität mit einer langen Betriebszugehörigkeit einhergehen. Mithin ergibt sich allein aufgrund dieser Selektionseffekte eine senioritätsorientierte Lohnstruktur. Die Wechselneigung ist damit auch in diesem Modell negativ mit der Lohnhöhe und der Dauer der Betriebszugehörigkeit – und indirekt mit dem Alter – korreliert, trotz dass sich die Produktivität der Erwerbstätigen während des Beschäftigungsverhältnisses nicht verändert.

2.3 Wechselkosten und Diskontfaktor

Hinsichtlich der Wechselkosten ist zunächst auf die Einkommensverluste während des Wechsels hinzuweisen. Diese sollten für Ältere zumindest insofern höher sein, als der Lohnsatz im Ursprungszustand – aufgrund der im vorigen Absatz dargestellten senioritätsabhängigen Einkommenskomponenten – ceteris paribus den jüngerer Erwerbstätiger übersteigt. Hingegen dürften die größere Arbeitsmarkterfahrung Älterer die mit dem Wechsel verbundenen Suchkosten reduzieren. Ein potentieller Arbeitgeber sollte die Fähigkeiten eines älteren Bewerbers aufgrund der dokumentierten Erwerbsgeschichte besser einschätzen können, so dass das Risiko eines schlechten Matches und die daraus entstehenden Folgekosten in höherem Alter vermindert werden. Allerdings kann die bei Älteren weit zurückliegende Ausbildung auch zu einer Fehleinschätzung des tatsächlichen Humankapitalbestandes führen, so dass die Effekte des Alters hier uneindeutig sind. Weniger ambivalent, dabei aber weit bedeutsamer ist die Beurteilung jener Kosten, welche ältere Erwerbstätige in den bestehenden Zustand bzw. in daran geknüpfte Verhältnisse versenkt haben, welche durch einen Wechsel also abgeschrieben werden müssen. Hierzu zählen etwa soziale Netzwerke im Betrieb, Reputation, im Falle von überregionalen Betriebswechsellern aber auch Aspekte der Privatexistenz (Familie, private Netzwerke, Wohnung, Grundstück etc.). Auch hier ist ein mit dem Alter steigender Verlauf der Wechselkosten wahrscheinlich, zumindest dann, wenn Ältere gleichzeitig auch länger im Betrieb/am Wohnort weilen (Groot und Verberne (1997)). Hinzukommt, dass der Aufbau eines neuen Netzwerkes in einem anderen Betrieb für Ältere teurer sein dürfte, da sie als Outsider in bereits bestehende Netzwerke von Älteren eintreten müssen. Diese sind aber aufgrund der geringeren Wechselneigung Älterer weniger durchlässig. Umgekehrt gilt für jüngere Personen, dass deren Wechselkosten vergleichsweise gering sind, da sie wenig Investitionen in den bestehenden Zustand geleistet haben.

Mit Blick auf die Altersspezifik des Diskontfaktors spricht vieles dafür, dass Ältere aufgrund ihres verringerten Lebenshorizontes auch eine höhere Gegenwartspräferenz besitzen und somit einen gegenüber den Jüngeren verminderten Diskontfaktor ansetzen (Read und Read (2004)). Dies führt zu einer stärkeren Diskontierung der langfristigen Erträge aus einem Wechsel, was sich in Gleichung (1) in einer gegenüber den Jüngeren verminderten Wechselrendite niederschlägt. Die Mobilitätsneigung sinkt in der Folge. Vor dem Hintergrund der (in der Gleichung (1) ausgeblendeten) Unsicherheit der erwarteten Erträge lässt sich der Diskontfaktor allerdings auch als Risikoadjustierung ver-

stehen. Hier wird aber im Allgemeinen von einer mit dem Alter abnehmenden Risikopräferenz ausgegangen (Hallahan, Faff und McKenzie (2004)). Somit wäre auch unter diesem Blickwinkel eine geringere Mobilitätsneigung Älterer zu vermuten.

2.4 Hypothesen

Die theoretischen Überlegungen zum Entscheidungskalkül eines betrieblichen Wechsels und des Alterseinflusses auf dessen verschiedene Komponenten lassen sich in folgenden Hypothesen zusammenfassen:

- 1. Mit zunehmendem Alter reduziert sich die betriebliche Mobilität.*
- 2. Das Einkommensdifferential eines potentiellen Betriebswechsels sinkt mit zunehmendem Alter.*
- 3. Das Einkommensdifferential eines potentiellen Betriebswechsels übt einen positiven Einfluss auf die Wechselneigung aus.*
- 4. Auch nach Kontrolle des Einkommenseffektes ist der Einfluss des Alters auf die Wechselneigung negativ.*

Im Folgenden werden diese Hypothesen einer empirischen Prüfung unterzogen, zuvor soll jedoch ein kurzer Überblick über die relevante empirische Literatur gegeben werden.

3 Stand der empirischen Forschung

Mit Blick auf den Zusammenhang von Alter und betrieblicher Mobilität zeigt sich in der empirischen Literatur ein fast durchgängiges Muster. Demnach sind Ältere weniger mobil als Junge, was sich insbesondere in einer mit zunehmender Betriebszugehörigkeit sinkenden Wechselneigung manifestiert (Farber (1999); Erlinghagen (2004, 2006)). Für die Beantwortung der differenzierteren Frage, wie Alter, Lohn und betriebliche Wechsel miteinander verbunden sind, ist auf zwei weitere Stränge der ökonometrischen Arbeitsmarktforschung zu verweisen.² Der erste Strang thematisiert den Einfluss von Einkommensdifferenzialen auf die betriebliche Mobilität. Die zweite Richtung untersucht, welche Wirkung die Betriebszugehörigkeitsdauer und das Alters bzw. die Arbeitsmarkterfahrung auf die Lohnentwicklung ausübt. Die übergroße Mehrzahl der Studien bezieht sich dabei auf den US-Arbeitsmarkt.

Ein generelles Ergebnis des ersten Stranges besagt, dass freiwillige Betriebswechsel in der Regel mit Einkommensgewinnen einhergehen, während unfreiwillige Wechsel nach Entlassungen häufig mit Lohnverzichten verbunden sind (Bartel und Borjas (1981); Ruhm (1987)). Die Resultate werden von den Autoren sowohl im Licht des Humankapital-Modells als auch des Matching-Ansatzes interpretiert. Ferner zeigt sich, dass wechselbedingte Lohngewinne insbesondere in frühen Phasen der Erwerbsbiographie von Bedeutung sind – ein Befund, der mit den Matching-Modellen in Einklang steht (Topel und Ward (1992)). In Übereinstimmung mit diesen Ergebnissen zeigen Blien und Rudolph (1989) sowie Weißhuhn und Büchel (1992) für den deutschen Arbeitsmarkt, dass ein Betriebwechsel dann mit Einkommensgewinnen einhergeht, wenn keine Nicht-Beschäftigungsphasen während des Wechsels vorliegen. Hingegen kann Mertens (1998) keinen signifikant positiven Effekt des Einkommensdifferenzials auf die Wechselneigung nachweisen. Allerdings untersucht die Autorin berufliche und industrielle Wechsel und nicht Betriebswechsel als solche.

Hinsichtlich des Zusammenhangs von Betriebszugehörigkeit, Alter bzw. Arbeitsmarkterfahrung und Lohnentwicklung liefern die meisten OLS-basierten Studien Evidenz für den erwarteten positiven Einfluss der Betriebszugehörigkeit auf die Lohnentwicklung (Devine und Kiefer (1991), S. 261 ff.). Während die frühen Studien dies als Indiz für die Humankapitaltheorie interpretieren, zeigen jüngere Analysen, dass ein Gutteil des Betriebszugehörigkeitseffekts durch Matching-Aspekte erklärt werden kann und damit eher auf das Alter bzw. die Arbeitsmarkterfahrung zurückgeht (Marshall und Zarkin (1987); Altonji und Shakotko (1987); Abraham und Farber (1987)). Indes wird dieses Ergebnis von Hersch und Reagan (1990) bestritten, welche den positiven Lohneffekt eher der Betriebszugehörigkeit als der Arbeitsmarkterfahrung zuordnen und damit eher

² Vgl. zum Folgenden Mertens (1998), S. 46 ff., sowie Devine und Kiefer (1991), S. 228 ff. Aufgrund der Vielzahl der Studien werden nur einige der klassischen Arbeiten referiert.

im Sinne der Humankapitaltheorie deuten. In Einklang mit dieser Studie liefern einige Analysen auch direkte Belege für einen positiven Lohneffekt von Humankapitalinvestitionen (Mincer und Higuchi (1988); Bartel (1995)).

Zusammenfassend lässt sich konstatieren, dass die empirischen Analysen klare Belege für einen mobilitätshemmenden Einfluss des Alters liefern. Daneben zeigen die Mehrzahl der ökonometrischen Studien einen positiven Effekt des betrieblichen Wechsels auf das Einkommen, zumindest wenn unfreiwillige Wechsel vernachlässigt werden. Außerdem zeigt sich ein positiver Effekt des Alters und der Betriebszugehörigkeit auf das Lohnprofil, wobei allerdings unentschieden ist, wie sich die Einflüsse zwischen den beiden Faktoren aufteilen – was nicht zuletzt daran liegt, dass es eine hohe Korrelation zwischen beiden Größen gibt. In der Zusammenschau sprechen diese Ergebnisse dennoch für die Hypothesen, welche in Abschnitt 2.4 aufgestellt worden sind – auch wenn die Diskussion gezeigt haben sollte, dass die Befunde mit mehreren der geschilderten Theorien vereinbar sein dürften.

Im Folgenden soll nun der Zusammenhang von Alter, Lohndifferentialen und betrieblicher Mobilität im Rahmen eines einheitlichen Modells einer empirischen Prüfung unterzogen werden. Die Analyse konzentriert sich dabei im Gegensatz zu den referierten Studien nur auf die nachhaltigen Wechsel. Mit anderen Worten werden nur Wechsler untersucht, welche vor und nach dem Wechsel mindestens ein Jahr im jeweiligen Betrieb beschäftigt waren und während des Wechsels höchstens einen Monat keine Beschäftigung ausübten und keinen Leistungsbezug aufwiesen. Damit soll einerseits der Möglichkeit eines Wissenstransfers zwischen Ursprungs- und Zielbetrieb Rechnung getragen werden, andererseits dürften die so identifizierten Wechsler als freiwillige Wechsler eingestuft werden können. Damit wird eine Vermischung von unterschiedlichen Motivlagen bei freiwilligen und erzwungenen Wechseln vermieden werden.

4 Empirisches Vorgehen

4.1 Modell

Der aus der ökonomischen Theorie abgeleitete Befund eines negativen Zusammenhangs von Alter und betrieblicher Mobilität soll im Folgenden einer ökonometrischen Prüfung unterzogen werden. Besonderes Augenmerk liegt dabei auf der expliziten Modellierung der Einkommenskomponente der Mobilitätsentscheidung. Dadurch lassen sich die theoretisch abgeleiteten Effekt – zumindest annähernd – voneinander unterscheiden und in ihrem Gewicht abschätzen. Um derart differenzierte Aussagen treffen zu können, muss ein Mehrgleichungsmodell in Anschlag gebracht werden, das in seinen wesentlichen Zügen der Arbeit von Mertens (1998) entlehnt ist und in der empirischen Literatur als *switching regression model with endogenous switching* bekannt ist.³

Ausgangspunkt ist die Gleichung (1), freilich in einer vereinfachten statischen Form. Demnach ist die Mobilitätsentscheidung durch die Differenz aus der Einkommenskomponente und Wechselkosten bestimmt:

$$r = (E_Z - E_U) - K \quad (2)$$

Ein Wechsel erfolgt dann, wenn r größer Null ist. Beobachtbar ist letztlich die Mobilitätsentscheidung, der direkte Ertrag des Wechsels r lässt sich hingegen nur sehr ungenau bestimmen. Daher wird im Folgenden ein Probit-Ansatz gewählt, mit anderen Worten wird die Größe r als 0/1-Variable R modelliert, welche auf die Einkommensdifferenz und die Wechselkosten regressiert wird. Die abhängige Variable R nimmt den Wert 1 an, wenn ein Wechsel erfolgt, ein Wert von 0 bedeutet Nicht-Wechsel.

$$R_i = a(E_{Z,i} - E_{U,i}) + bK_i + \varepsilon_i \quad \text{mit} \quad \begin{cases} R_i = 1, \text{ falls } r_i > 0 \\ R_i = 0, \text{ falls } r_i \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

Zwei grundsätzliche Probleme stellen sich bei der Operationalisierung des Probit-Modells. Erstens sind die Kosten des Wechsels nicht genau bestimmbar. Hier muss auf Größen zurückgegriffen werden, von welchen eine hohe Korrelation mit den Wechselkosten erwartet werden kann. Aus den im theoretischen Teil aufgezeigten Gründen wird zur Approximation der Wechselkosten auf das Alter, die Dauer der Betriebszugehörigkeit, die Humankapitalausstattung, die Stellung im Beruf, das Geschlecht und die Nationalität zurückgegriffen. Außerdem wird die Anzahl der vorherigen Betriebswechsel einbezogen, um den Effekt von Personen zu kontrollieren, welche besonders wechsel- und

³ Für eine Beschreibung des Modells sowie eine Darstellung einiger klassischer Anwendungen siehe Maddala (1983).

damit risikofreudig sind. Ferner wird die Arbeitslosigkeitserfahrung berücksichtigt, um die Wirkung von Beschäftigten mit hohem Arbeitsplatzrisiko zu isolieren. Des Weiteren werden Dummies für die Ländlichkeit der Ursprungsregion einbezogen, um zu prüfen, wie die Arbeitsplatzdichte und somit potentielle Suchkosten das Wechselverhalten beeinflussen.

Ein zweites Problem wiegt freilich schwerer. Denn nicht nur die Kosten, sondern auch die Einkommenskomponente des Wechsels E_Z ist nicht vollständig beobachtbar: das Einkommen der Nicht-Wechsler ist nur für den Ursprungszustand gegeben, nicht aber für den potentiellen Zielzustand, umgekehrt ist der Lohn der Wechsler nicht gegeben, welcher im Falle eines Verbleibs gezahlt worden wäre. Zur Behebung dieses Defizits wird ein zweistufiges Verfahren gewählt. Im ersten Schritt wird der (logarithmierte) Lohn $\log E_Z$ bzw. $\log E_U$, welcher im Falle eines Wechsels bzw. Verbleibs zu erwarten ist, für die gesamte Stichprobe auf Basis einer OLS-Lohnregression des Einkommens der Wechsler bzw. Nicht-Wechsler berechnet:⁴

$$\log E_{Z,i} = c\Gamma_i + \nu_i \quad \text{für } \forall_i | R_i = 1 \quad (4a)$$

$$\log E_{U,i} = d\Lambda_i + \nu_i \quad \text{für } \forall_i | R_i = 0 \quad (4b)$$

Demnach werden die (logarithmierten) zustandspezifischen Einkommen $\log E_Z$ und $\log E_U$ in Anlehnung an das Vorgehen von Mincer (1974) auf geeignete individuelle Merkmale Γ bzw. Λ regressiert. Diese beinhalten das Lebensalter, die Ausbildung, die Stellung im Beruf, Berufsgruppe, Berufserfahrung, Geschlecht sowie Nationalität. Daneben werden in den Regressionen für die Nicht-Wechsler die Dauer der Betriebszugehörigkeit sowie Dummies für Länder- und Branchenzugehörigkeit einbezogen. Dies ist für die Regression der Wechsler nicht sinnvoll, da von einem potentiellen Wechsel naturgemäß der Betrieb, aber auch das Bundesland bzw. die Branche betroffen sein können. Die in (4a) bzw. (4b) geschätzten Koeffizienten c und d werden im nächsten Schritt benutzt, um das *potentielle* Wechsel-Einkommen der Nicht-Wechsler bzw. das Verbleibseinkommen der Wechsler zu berechnen. Dieses für jedes Individuum geschätzte Einkommen nach einem potentiellen Wechsel bzw. Verbleib $\log \hat{E}_Z$ und $\log \hat{E}_U$ wird dann auf der nächsten Stufe zur Berechnung der Einkommenskomponente $\log E_Z$, $\log E_U$ herangezogen. Insofern lässt sich die Gleichung (3) in strikter Schreibweise wie folgt darstellen:

$$R_i = a(\log \hat{E}_{Z,i} - \log \hat{E}_{U,i}) + bK_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

Kompliziert wird dieses Vorgehen durch die Möglichkeit einer Selektionsverzerrung in den Lohnregressionen (4a) bzw. (4b). Da die Schätzungen getrennt auf Basis der Stichprobe der Wechsler oder aber der Nicht-Wechsler erfolgen, diese aber gleichzeitig durch

⁴ Im konkreten Vorgehen werden die Lohnregressionen nicht mittels OLS, sondern als Tobit-Regressionen durchgeführt, da Lohnvariable im herangezogenen Datensatz rechtszensiert ist.

verschiedene unbeobachtbare Merkmale ausgezeichnet sein dürften, muss eine Selektionskorrektur erfolgen. Diese verlangt aber bereits ein Kenntnis der Determinanten des Wechsels, welche durch das Probit-Modell erst bestimmt werden können. Um der Simultanität dieses Problems gerecht zu werden, wird zunächst eine Reduzierte-Form-Schätzung des Wechselverhaltens durchgeführt, welche alle exogenen Variablen Z der Lohn- und der eigentlichen Wechselschätzungen enthält.

$$R_i = \gamma Z_i + \varphi_i \quad (6)$$

Aus dieser Gleichung lässt sich ein Selektionsterm jeweils für Wechsler und Nicht-Wechsler berechnen, welcher zur Korrektur der Lohnregression als exogene Variable in die Schätzgleichungen (4a) und (4b) einbezogen wird (Maddala (1983)). Die mittels der Koeffizienten dieser korrigierten Gleichung berechneten Schätzwerte für \hat{E}_Z und \hat{E}_U werden dann wie beschrieben in die strukturelle Probit-Gleichung (5) eingesetzt.

Spätestens hier stellt sich die Frage nach der Identifikation der einzelnen Gleichungen. Mit anderen Worten muss sich der Vektor der exogenen Variablen der Strukturelle-Form-Gleichung (5) hinreichend von den Vektoren Γ bzw. A der Lohngleichungen (4a, b) unterscheiden, um sicherzustellen, dass wirklich der intendierte Zusammenhang geschätzt wird. In den realisierten Schätzungen wird die Dauer der Berufszugehörigkeit (sowie deren quadrierter Term) nur in den Lohnschätzungen verwendet, da unterstellt wird, dass die Berufshistorie wenig Einfluss auf die Wechselentscheidung hat - in der Regel bleibt der Beruf nach einem Wechsel ohnehin erhalten. Daneben wird die quadrierte Betriebszugehörigkeitsdauer – als Proxy für betriebspezifisches Humankapital – nur in den Lohngleichungen verwendet, da ein nicht-linearer Einfluss dieser Variable im Mincer-Kontext typischerweise für das (logarithmierte) Einkommen Gültigkeit besitzt. Vice versa werden die Ländlichkeitsvariable, die Anzahl vorheriger Betriebswechsel sowie die Arbeitslosigkeitserfahrung nur in der strukturellen Form des Probitmodells verwendet, da diese Größen wenig Einfluss auf den Lohn haben dürften, die betriebliche Mobilität, wie bereits herausgestellt, aber dennoch beeinflussen sollten. Damit unterscheiden sich die Vektoren der exogenen Variablen hinreichend, um eine Identifizierbarkeit der Gleichungen zu garantieren.

4.2 Daten

Als Datenbasis fungiert das Regionalfiler der IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-2001 (IABS).⁵ Dieser Datensatz beruht auf den amtlichen Meldungen zur Sozialversicherung und auf den Leistungsbezugsmeldungen der Bundesagentur für Arbeit, welche in der sogenannten Beschäftigten- und Leistungsempfängerhistorik (BLH) zusammengefasst sind. Das Regionalfiler stellt eine repräsentative Zwei-Prozent-Stichprobe der BLH dar

⁵ Für eine Beschreibung des Datensatzes vgl. das Handbuch von *Drews et al.* (2006).

und umfasst Daten zu 1,3 Mio. Personen. Für jeden sozialversicherungspflichtig Beschäftigten oder Empfänger von Leistungen der Bundesagentur für Arbeit liegen tagesgenaue Angaben zu sämtlichen Beschäftigungs- und Leistungsempfangsphasen (sogenannten Spells) vor, wobei für westdeutsche Beschäftigte ein Zeitraum von 1975-2001 und für Ostdeutschland von 1992-2001 abgedeckt wird. Jeder Spell beinhaltet Informationen zu den individuellen Kategorien Geburtsjahr, Geschlecht, Nationalität, Entgelt, Ausbildung, Beruf, Stellung im Beruf etc.⁶ Ein personengebundener Betriebsnummernzähler zeigt ferner an, ob verschiedene Beschäftigungsphasen im gleichen Betrieb andauern oder ob ein Wechsel erfolgt ist. Für Beschäftigungsphasen sind darüber hinaus Angaben zum Wirtschaftszweig und Sitz des beschäftigenden Betriebes vorhanden.

Insbesondere die Größe und Repräsentativität der Stichprobe sowie der darin enthaltenen quasi lückenlosen und tagesgenauen Dokumentation der Erwerbsgeschichte sozialversicherungspflichtig Beschäftigter machen den Datensatz zu einer äußerst geeigneten Basis für die Analyse der Arbeitsmarktmobilität (Erlinghagen (2006)). Im Übrigen können durch die regionale Gliederung problemlos Daten aus der Regionalstatistik zu den Mikrodaten hinzugespielt werden. Auf einige Einschränkungen ist allerdings hinzuweisen. Beschäftigungen in nicht sozialversicherungspflichtigen Bereichen werden nicht erfasst, weshalb insbesondere Selbständige, freiberuflich Tätige und Beamte aus der Analyse ausgeschlossen bleiben. Ferner sind Entgelte über der Beitragsbemessungsgrenze zur Sozialversicherung zensiert. Außerdem enthält das Regionalfile im Gegensatz zum Basisfile keine Angaben zum Familienstand und der Kinderzahl der Beschäftigten, Informationen zur Nationalität beschränken sich auf den binären Status Deutsch vs. Ausländer. Auch sind aus Anonymisierungsgründen keine Informationen zur Größe des beschäftigenden Betriebes enthalten. Trotz dieser Restriktionen sollten verlässliche Analysen zum Einfluss des Alters auf die betriebliche Mobilität möglich sein. Insbesondere erlaubt die Berücksichtigung des Entgelts – für Wechsler und Nicht-Wechsler – eine direkte Überprüfung der theoretisch abgeleiteten altersspezifischen Einkommenskomponente des Wechsels. Mit anderen Worten lässt sich das Einkommensmotiv des Mobilitätsverhaltens abgrenzen und altersspezifisch bestimmen.

Im Sinne der nachfolgenden Untersuchung wird als Wechsel bezeichnet, wenn eine Person nach dem Ende einer Beschäftigung in Betrieb A unmittelbar eine Beschäftigung in Betrieb B aufnimmt, wobei unmittelbar bedeutet, dass höchstens ein Zeitraum von einem Monat zwischen den Beschäftigungsphasen liegen und innerhalb dieser Interimsphase kein Leistungsbezug vorliegen darf.⁷ Ferner werden nur *nachhaltige* Wechsel berücksichtigt, d. h. es werden Personen aus der Analyse ausgeschlossen, welche eine ge-

⁶ Das Geburtsjahr ist für Personen, die im Jahr 2001 jünger als 15 bzw. älter als 62 auf jeweils einen einheitlichen Wert normiert. Dadurch ergeben sich gewisse Unschärfen, wenn das Analysejahr weit vor 2001 liegt.

⁷ Dieses Kriterium orientiert sich an Erlinghagen (2004).

ringere Betriebszugehörigkeit als ein Jahr aufweisen oder welche nach dem Wechsel weniger als ein Jahr im neuen Betrieb verbleiben. Damit wird einerseits der Mindestbedingung genügt, dass sowohl im alten wie im neuen Betrieb die Probezeit überstanden wurde. Darüber hinaus trägt der Einjahreszeitraum der Einschätzung Rechnung, dass der geschilderte Technologie- und Wissenstransfer einen Mindestzeitraum erfordert, um die entsprechenden Wissenskomponenten einerseits zu absorbieren und andererseits wieder abzugeben. Durch diese Operationalisierung des Wechsels dürften der Effekt prekärer Beschäftigungsverhältnisse minimiert und freiwillige Wechselprozesse in den Blickpunkt genommen werden.

Die untersuchten Wechsel beziehen sich auf das Jahr 2000.⁸ Die in die Analyse einbezogenen individuellen Charakteristika von Betriebswechslern beziehen sich auf das Ende des Jahres 1999. Das Alter geht klassiert in die Analyse ein, es werden fünf Gruppen gebildet (15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64). Die Ausbildungsstufen werden in drei Kategorien zusammengefasst (ohne Beruf, mit Berufsabschluss, mit Hochschulabschluss). Dabei fallen Personen mit Abitur aber ohne Berufsabschluss in die zweite Kategorie. Daneben werden die vier Vollzeitkategorien der beruflichen Stellung in die Analyse einbezogen (Nicht-Facharbeiter, Facharbeiter, Meister/Polier, Angestellter) sowie der ausgeübte Beruf, welcher nach Blossfeld (1985) in 12 Kategorien zusammengefasst wird. Die Dauer der Berufs- und Betriebszugehörigkeit, die Arbeitslosigkeitserfahrung sowie die Anzahl der vorherigen Betriebswechsel werden aufgrund der Linkszensierung – Daten vor 1975 (West) bzw. 1992 (Ost) sind nicht gegeben – nur bis einschließlich 1992 verfolgt. Die verwendete Einkommensvariable bezieht sich auf das durchschnittliche Tagesentgelt der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Die Werte dieser Größe sind rechtszensiert, da Löhnen und Gehältern über der Beitragsbemessungsgrenze im Datensatz ein einheitlicher Wert zugewiesen wurde. Daneben finden Bundesländerdummies und Dummies für den Wirtschaftszweig Verwendung, wobei letztere in der regionalisierten IABS auf eine Ebene von 16 Wirtschaftszeigen aggregiert sind. Die siedlungsstrukturellen Regionstypen sind aus der Klassifikation des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung übernommen.

⁸ Das aktuellste verfügbare Jahr 2001 kann nicht verwendet werden, da das Nachhaltigkeitskriterium die einjährige Beobachtbarkeit des Verbleibs *nach* einem Betriebswechsel verlangt.

5 Ergebnisse

5.1 Deskriptive Befunde

Bevor der Einfluss des Alters auf das Mobilitätsverhalten mit den Mitteln der Regressionsanalyse untersucht wird, sollen einige zentrale deskriptive Ergebnisse veranschaulicht werden. Die ersten Spalten der Tabelle 1 machen die Größe der Stichprobe, die Altersverteilung sowie die Anzahl der beobachteten Wechselfälle je Altersgruppe für das Jahr 2000 sichtbar.

Tabelle 1:
Altersspezifische Betriebswechselquoten

Alter	Beschäftigte (1)	Betriebswechsler (2)	in % (2/1)	Betriebswechsler mit Lohnzuwachs (3)	in % (3/2)
bis 24	24.188	1.955	8,1	1.419	72,6
25-34	69.209	6.360	9,2	4.416	69,4
35-44	92.267	6.152	6,7	3.857	62,7
45-54	76.825	3.895	5,1	2.324	59,7
55-64	32.901	1.293	3,9	747	57,8
Gesamt	295.390	19.655	6,7	12.763	64,9

Quellen: IABS; Eigene Berechnungen.

Die Werte bekräftigen die erwartete mobilitätshemmende Wirkung des Alters und damit die erste Hypothese aus Abschnitt 2.4. Die jüngsten Altersgruppen weisen die größte Mobilität auf, ab einem Alter von 35 Jahren nimmt die Wechselneigung sukzessive ab. Die 55-64-jährigen wechseln nicht einmal halb so oft den Betrieb wie die 25-34-jährigen. Die Spalten 5 und 6 in Tabelle 1 liefern darüber hinaus einen ersten Beleg dafür, dass Betriebswechsel in der Regel vom Einkommensmotiv getrieben sind. Immerhin verbessern fast 65% der Wechsler ihre Einkommensposition. Daneben zeigen sich Indizien für altersspezifische Einkommenseffekte von Betriebswechseln. Jüngere Betriebswechsler profitieren in deutlich höherem Umfang von Lohnzuwächsen als ältere Beschäftigte. Die älteste Gruppe weist einen um 15 Prozentpunkte geringeren Anteil von Wechslern mit Lohnzuwachs auf als die jüngste Altersgruppe. Dies kann einerseits daraufhin deuten, dass es für Ältere schwieriger sein dürfte, ihr Humankapital verlustfrei in einen anderen Kontext zu überführen. Andererseits kann dies auch im Sinne der Matching-Theorien interpretiert werden, wonach Einkommensgewinne bei betrieblichen Wechseln vornehmlich frühen Karrierephasen vorbehalten sind. Insofern sollten die geringen Wechselquoten der Älteren nicht nur über höhere Wechselkosten und eine größere Risikoaversion

erklärt werden, Tabelle 1 spricht vielmehr auch dafür, dass die Einkommensdifferentiale potentieller Wechsel für Ältere gering oder gar negativ sind.

5.2 Ökonometrische Ergebnisse: Lohn- und Wechselgleichung

Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der selektionskorrigierten Lohnregressionen für Wechsler und Nicht-Wechsler (Gleichung 4a und 4b).⁹ Die Koeffizienten der Altersvariablen zeigen die altersspezifische Entwicklung der Einkommenskomponente im Falle eines Wechsel bzw. Nicht-Wechsels auf. Für dieses Modell zeigt sich selbst nach Kontrolle des Einflusses der Berufs- und Betriebszugehörigkeit eine senioritätsgeprägte Lohnstruktur. Mit zunehmenden Alter steigen die Löhne sowohl im Falle eines Wechsels als auch des Verbleibs.¹⁰ Allerdings ergeben sich Unterschiede in den altersspezifischen Lohnabschlägen, welche im Falle eines Verbleibs bzw. bei einem Betriebswechsel in Kauf genommen werden müssen. Hier zeigt sich, dass insbesondere die jüngeren Altersgruppen der 25-44jährigen weit weniger starke Abschläge erdulden müssen als die Älteren – die jüngste Altersgruppe fällt aus diesem Erklärungsschema allerdings heraus.

Deutlicher noch wird dieser Befund in Tabelle 3. Darin sind die – auf Basis der Schätzungen berechneten – altersspezifischen Einkommensdifferentiale dargestellt, welche sich bei einem potentiellen Betriebswechsel im Durchschnitt ergeben. Es ist offenkundig, dass die Einkommensgewinne ab der Altersschwelle von 45 Jahren merklich sinken. Insofern wird Hypothese 2, nach der das Einkommensdifferential des Wechsels mit zunehmendem Alter sinkt, in weiten Teilen bekräftigt. Bemerkenswert ist freilich, dass selbst für die ältesten Beschäftigten im Schnitt positive Lohndifferentiale resultieren sollten, was jedoch nicht heißt, dass betriebliche Wechsel selbst in der höchsten Altersgruppe lohnend sein müssen. Schließlich sind gemäß Gleichung (1) den Wechselsträger die Kosten gegenüberzustellen.

Diese Ergebnisse, welche in Einklang mit der Hypothese 2 stehen, lassen sich vor dem Hintergrund der in Kapitel 2 geschilderten Theorien ganz unterschiedlich interpretieren. Im Lichte der humankapitaltheoretischen Argumentation sprechen die Befunde dafür, dass Ältere bei einem Betriebwechsel mehr spezifisches Kapital abschreiben müssen, was zu einer relativen Schlechterstellung gegenüber jüngeren Wechslern führt.

⁹ Aufgrund der Rechtszensierung des Einkommens als abhängiger Variable erfolgt die Schätzung als Tobit- und nicht als OLS-Regression. Die Resultate der zur Berechnung des Selektionsterms erforderlichen Reduzierte-Form-Schätzung findet sich im Anhang Tabelle A1.

¹⁰ Die Werte der einzelnen Schätzer sind immer in Relation zur Referenzgruppe zu interpretieren. Diese relationale Bedeutung der Koeffizienten muss im Folgenden, sofern nicht eigens erwähnt, immer mitgedacht werden.

Tabelle 2:
Selektionskorrigierte Tobit-Lohnregressionen

Abhängige Variable	Log (Entgelt) Wechsler		Log (Entgelt) Nichtwechsler	
	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert
Alter (0/1): 15-24 Jahre	-0,153	0,000	-0,167	0,000
25-34 Jahre	-0,061	0,000	-0,116	0,000
35-44 Jahre	0,004	0,710	-0,031	0,000
45-54 Jahre	0,0181	0,060	-0,002	0,445
Ausbildung (0/1): Ohne Berufsabschluss	-0,030	0,001	-0,050	0,000
Hochschulabschluss	0,177	0,000	0,155	0,000
Ausbildung unbekannt	-0,050	0,000	-0,110	0,000
Berufsstellung (0/1): Nicht-Facharbeiter	-0,348	0,000	-0,215	0,000
Facharbeiter	-0,272	0,000	-0,184	0,000
Meister/Polier	-0,016	0,431	0,046	0,000
Berufserfahrung	0,014	0,004	0,046	0,000
Quadr. Berufserfahrung	0,001	0,071	-0,002	0,000
Betriebszugehörigkeit	-	-	0,037	0,000
Quadr. Betriebszugehörigkeit	-	-	-0,001	0,000
Frau (0/1)	-0,256	0,000	-0,267	0,000
Nationalität (0/1): Deutsch	-0,006	0,560	-0,017	0,000
Unbekannt	-0,233	0,000	-0,086	0,000
Selektionsterm	-0,133	0,000	1,289	0,000
Konstante	4,758	0,000	3,981	0,000
Fälle	19.655		275.735	
McFadden-R ²	0,600		0,602	

Berufsgruppendummies sind in beiden Regressionen enthalten, Branchen- und Länderdummies nur in den Regressionen der Nicht-Wechsler. Als Referenzkategorien fungieren: 55+ Jahre, mit Berufsabschluss, Angestellter, Mann, Ausländer.

Quellen: IABS; Eigene Berechnungen.

Die anreizbasierte Lohntheorie unterstellt hingegen, dass Ältere bei einem Wechsel auf „aufgesparte“ Lohnbestandteile verzichten müssen und deshalb geringere Einkommensgewinne generieren. Gemäß der Matching-Modelle ist es die gute Passung von Stelle und Inhaber, welche bei Älteren die Einkommensposition bei einem Wechsel verschlechtert. Mit anderen Worten ist es für Ältere aufgrund ihrer längeren Suchgeschichte unwahrscheinlicher, durch einen weiteren Wechsel einen noch besseren Match zu erzeugen.

Tabelle 3:

Geschätzte altersspezifische Lohndifferenziale eines Betriebswechsels

Alter	Fallzahl	Geschätztes Lohndifferential
15-24 Jahre	24.188	0,4895
25-34 Jahre	69.209	0,5408
35-44 Jahre	92.267	0,4892
45-54 Jahre	76.825	0,4604
55-64 Jahre	32.901	0,4295
Gesamt	295.390	0,4872

Quellen: IABS; Eigene Berechnungen.

In Tabelle 4 sind die Ergebnisse der Schätzung der Wechselgleichung unter Berücksichtigung des berechneten Einkommensdifferentials dargestellt (Gleichung 5). Demnach wirkt ein qua Wechsel generierter Einkommensgewinn – also das Lohndifferential – wie erwartet positiv. Ein durch den Wechsel generierbarer Lohnvorteil erhöht demnach die Mobilitätsneigung: Hypothese 3 findet damit Bestätigung. Des Weiteren ist anhand der Tabelle 4 erkennbar, dass das Einkommensmotiv nicht den gesamten Mobilitätsrückstand der Älteren erklärt. Immerhin sind die Jüngeren auch nach Kontrolle des Einkommenseffektes noch signifikant mobiler als die Referenzgruppe der über 54jährigen. Insofern wird auch die vierte Hypothese durch die vorliegende Analyse gestützt. Mit anderen Worten wechseln Ältere nicht nur deshalb seltener, weil der damit verbundene Einkommensgewinn weniger groß ist als bei Jüngeren. Auch höhere Wechselkosten und eine verringerte Risikopräferenz bzw. eine stärkere Diskontierung zukünftiger Erträge sind für die geringere betriebliche Mobilität der älteren Beschäftigten mitverantwortlich.

Tabelle 4:
Probit-Regression (strukturelle Form)

	Koeffizient	p-Wert
Lohndifferential	2,232	0,000
Alter (0/1): 15-24 Jahre	0,294	0,000
25-34 Jahre	0,181	0,000
35-44 Jahre	0,102	0,000
45-54 Jahre	0,044	0,004
Ausbildung (0/1): Ohne Berufsabschluss	-0,041	0,008
Hochschulabschluss	0,075	0,000
Ausbildung unbekannt	-0,073	0,000
Berufsstellung (0/1): Nicht-Facharbeiter	0,058	0,005
Facharbeiter	-0,038	0,007
Meister/Polier	-0,121	0,000
Betriebszugehörigkeit	0,012	0,002
Arbeitslosigkeitserfahrung	0,036	0,000
Anzahl vorheriger Wechsel	0,096	0,000
Frau (0/1)	-0,092	0,000
Nationalität (0/1): Deutsch	0,026	0,129
Unbekannt	0,428	0,000
Regionstyp (0/1): Agglomeration	-0,018	0,275
Verstädtert/hohe Dichte	-0,035	0,012
Verstädtert/geringe Dichte mit OZ	-0,036	0,025
Verstädtert/geringe Dichte ohne OZ	-0,078	0,000
Ländlicher Raum/hohe Dichte	-0,127	0,000
Ländlicher Raum/geringe Dichte	-0,062	0,025
Fälle	295.390	
McKelvey and Zavoina R ²	0,092	

Konstante, Branchen-, Berufsgruppen- und Länderdummies sind enthalten. Als Referenzkategorien fungieren: 55+ Jahre, mit Berufsabschluss, Angestellter, Mann, Ausländer, hochverdichteter Agglomerationsraum.

Quellen: IABS; Eigene Berechnungen.

6 Fazit

Die vorstehende Untersuchung zum Zusammenhang von Alterung und betrieblicher Mobilität bekräftigte im Wesentlichen die theoretischen Erwartungen und steht im Einklang mit den bisherigen empirischen Befunden. Demnach wirkt sich das Alter negativ auf die Mobilitätsneigung aus (Hypothese 1), die geschätzten Einkommensgewinne eines betrieblichen Wechsels sinken mit zunehmendem Alter (Hypothese 2). Ein höheres Einkommensdifferential befördert die Wechselneigung (Hypothese 3). Der Mobilitätsvorsprung der Jüngeren ist nicht allein durch Unterschiede im Einkommensdifferential, sondern auch durch höhere Wechselkosten und eine geringere Risikopräferenz mitbedingt (Hypothese 4).

Welche Schlüsse sind aus diesen Ergebnissen zu ziehen? Zunächst dürfte feststehen, dass die gesellschaftliche Alterung zu einer nachlassenden betrieblichen Mobilität führen wird. Ganz generell ist zu vermuten, dass Mobilität in einer alternden Gesellschaft kein selbstverständlicher Begleiteffekt der Suche nach dem geeigneten Arbeitsort ist, sondern stärker einkommensgetrieben erfolgt. Mit anderen Worten müssen einer in seiner beruflichen und privaten Existenz eingerichteten Person sehr viel stärkere Anreize geboten werden, um nochmals zu wechseln.

Indes sollte anhand der geschilderten theoretischen Konzepte auch deutlich geworden sein, dass die verringerte Mobilität Älterer – zumindest in statischer Sicht – kein Problem an sich darstellen muss. Gerade vor dem Hintergrund der Matching-Ansätze kann die reduzierte Wechselneigung einfach Ausdruck einer optimalen Passung von Stelle und Inhaber sein. Insofern kann die Alterung der Beschäftigten mit einer effizienteren Faktorallokation einhergehen – mit anderen Worten verringern sich qua längerer Such- und Erprobungsprozesse die Informationsasymmetrien im Arbeitsmarkt. Die mit der Alterung verbundenen Probleme zeigen sich indes, wenn man diese statische Perspektive zugunsten einer dynamischen Betrachtung aufgibt. So dürften sich mit Blick auf die Bewältigung des sektoralen und technologischen Wandels alterungsbedingte Brems-effekte ergeben. Wenn nämlich Ältere auch aufgrund höherer Wechselkosten und einer geringeren Risikopräferenz weniger mobil sind, dann werden die mit den Struktur- und Technologieveränderungen einhergehenden Chancen selbst dann weniger intensiv genutzt, wenn damit verbesserte Einkommensperspektiven verbunden sind.

Literaturverzeichnis

- Abraham, K. G.; Farber, H. S.* (1987): Job Duration, Seniority, and Earnings. *American Economic Review* 77 (3), pp. 278-297.
- Altonji, J. G.; Shakotko, R. A.* (1987): Do Wages Rise with Job Seniority? *Review of Economic Studies* 54 (July), pp. 437-459.
- Bartel, A. P.* (1995): Training, Wage Growth, and Job Performance: Evidence from a Company Database. *Journal of Labor Economics* 13 (3), pp. 401-425.
- Bartel, A. P.; Borjas, G. J.* (1981): Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis. In: Rosen, S. (ed.): *Studies in Labor Markets*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 65-90.
- Becker, G. S.* (1964): *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press.
- Blien, U.; Rudolph, H.* (1989): Einkommensentwicklung bei Betriebswechsel und Betriebsverbleib im Vergleich. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 4; 89, pp. 553-367.
- Blossfeld, H.-P.* (1985): *Bildungsexpansion und Berufschancen*. Frankfurt: Campus.
- Devine, T. J.; Kiefer, N. M.* (1991): *Empirical Labor Economics: The Search Approach*. New York: Oxford University Press.
- Dixon, S.* (2003): Implications of Population Ageing for the Labour Market. *Labour Market Trends*, February, pp. 67-76.
- Drews, N.; Hamann, S.; Köhler, M.; Krug, G.; Wübbecke, C.* (2006): Variablen der schwach anonymisierten Version der IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-2001. FDZ Datenreport Nr. 01, 2006.
- Ehrenberg, R. G.; Smith, R. S.* (1991): *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*. New York: Harper-Collins.
- Erlinghagen, M.* (2004): *Die Restrukturierung des Arbeitsmarktes. Arbeitsmarktmobilität und Beschäftigungsstabilität im Zeitverlauf*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Erlinghagen, M.* (2006): Erstarrung, Beschleunigung oder Polarisierung? Arbeitsmarktmobilität und Beschäftigungsstabilität im Zeitverlauf: Neue Ergebnisse mit der IAB-Beschäftigtenstichprobe. Graue Reihe des Instituts Arbeit und Technik 2006-01.
- Farber, H. S.* (1999): Mobility and Stability: The Dynamics of Job Change in Labor Markets, in: Ashenfelter, O.; Card, D. (eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, pp. 2439-2483.

- Groot, W.; Verberne, M.* (1997): Aging, Job Mobility, and Compensation. *Oxford Economic Papers* 49, pp. 380-403.
- Hallahan, T. A.; Faff, W. F.; McKenzie, M. D.* (2004): An Empirical Investigation of Personal Financial Risk Tolerance. *Financial Services Review* 13, pp. 57-78.
- Hersch, J.; Reagan, P.* (1990): Job Match, Tenure and Wages Paid by Firms. *Economic Inquiry* 28 (3), pp. 488-507.
- Jovanovic, B.* (1979): Job Matching and the Theory of Turnover. *Journal of Political Economy* 87, pp. 972-990.
- Lazear, E. P.* (1979): Why Is There Mandatory Retirement? *Journal of Political Economy* 87 (6), pp. 1261-1284.
- Lazear, E. P.* (1981): Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions. *American Economic Review* 71(4), pp. 606-620.
- Maddala, G. S.* (1983): Limited-dependent and Qualitative Response Variables in Econometrics. Cambridge: Cambridge University Press.
- Marshall, R. C.; Zarkin, G. A.* (1987): The Effect of Job Tenure on Wage Offers. *Journal of Labor Economics* 5 (3), pp. 301-324.
- Mertens, A.* (1998): Labor Mobility and Wage Dynamics. An Empirical Study for Germany in Comparison with the United States. Aachen: Shaker-Verlag.
- Mincer, J.* (1974): Schooling, Experience and Earnings. New York: National Bureau of Economic Research.
- Mincer, J.* (1986): Wage Changes in Job Changes, in: Ehrenberg R. G. (ed.), *Research in Labor Economics*, Vol. 8, Part A, pp. 171-197.
- Mincer, J.; Higushi, Y.* (1988): Wage Structures and Labor Turnover in the United States and Japan. *Journal of the Japanese and International Economics* 2, pp. 97-133.
- Prinz, J.* (2004): *Why Do Wages Slope Upwards with Tenure?* München: Hampp.
- Read, D.; Read, N. L.* (2004): Time Discounting Over the Lifespan. *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 94, pp. 22-32.
- Ruhm, C. J.* (1987): The Economic Consequences of Labor Mobility. *Industrial and Labor Relations Review* 41 (1), pp. 30-49.
- Topel, R. H.; Ward, M. P.* (1992): Job Mobility and the Careers of Young Men. *Quarterly Journal of Economics*, 94 (3), pp. 609-614.
- Weißhuhn, G.; Büchel, F.* (1992): Betriebswechsel, räumliche Mobilität und Verdienstentwicklung. In: Regionale und biographische Mobilität im Lebensverlauf. Akademie für Raumforschung und Landesplanung, Forschungs- und Sitzungsberichte 189, Hannover.

Anhang

Tabelle A1:
Reduzierte Form-Probit-Regression

Abhängige Variable: Betriebwechsel (0/1)		
	Koeffizient	p-Wert
Alter (0/1): 15-24 Jahre	0,350	0,000
25-34 Jahre	0,326	0,000
35-44 Jahre	0,192	0,000
45-54 Jahre	0,092	0,000
Ausbildung (0/1): Ohne Berufsabschluss	0,005	0,714
Hochschulabschluss	0,104	0,000
Ausbildung unbekannt	0,056	0,000
Berufsstellung (0/1): Nicht-Facharbeiter	-0,205	0,000
Facharbeiter	-0,189	0,000
Meister/Polier	-0,215	0,000
Berufserfahrung	-0,178	0,000
Quadr. Berufserfahrung	0,018	0,000
Betriebszugehörigkeit	-0,080	0,000
Quadr. Betriebszugehörigkeit	0,004	0,000
Anzahl vorheriger Wechsel	0,099	0,000
Arbeitslosigkeitserfahrung	0,036	0,000
Frau (0/1)	-0,070	0,000
Nationalität (0/1): Deutsch	0,046	0,007
Unbekannt	0,010	0,000
Regionstyp (0/1): Agglomeration	-0,016	0,323
Verstädtert/hohe Dichte	-0,033	0,019
Verstädtert/geringe Dichte mit OZ	-0,034	0,033
Verstädtert/geringe Dichte ohne OZ	-0,075	0,000
Ländlicher Raum/hohe Dichte	-0,123	0,000
Ländlicher Raum/geringe Dichte	-0,058	0,037
Fälle	295.390	
McKelvey and Zavoina R ²	0,095	

Konstante, Branchen-, Berufsgruppen- und Länderdummies enthalten. Als Referenzkategorien fungieren: 55+ Jahre, mit Berufsabschluss, Angestellter, Mann, Ausländer, hochverdichteter Agglomerationsraum.

Quellen: IABS; Eigene Berechnungen.