

Garloff, Alfred; Fitzenberger, Bernd; Kohn, Karsten

Working Paper

Beschäftigung und Lohnstrukturen nach Qualifikationen und Altersgruppen: Eine empirische Analyse auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe

ZEW Discussion Papers, No. 03-75

Provided in Cooperation with:

ZEW - Leibniz Centre for European Economic Research

Suggested Citation: Garloff, Alfred; Fitzenberger, Bernd; Kohn, Karsten (2003) : Beschäftigung und Lohnstrukturen nach Qualifikationen und Altersgruppen: Eine empirische Analyse auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe, ZEW Discussion Papers, No. 03-75, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/24025>

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.

Discussion Paper No. 03-75

**Beschäftigung und Lohnstrukturen
nach Qualifikationen und Altersgruppen:
Eine empirische Analyse auf Basis
der IAB-Beschäftigtenstichprobe**

Bernd Fitzenberger, Alfred Garloff und Karsten Kohn

ZEW

Zentrum für Europäische
Wirtschaftsforschung GmbH

Centre for European
Economic Research

Discussion Paper No. 03-75

**Beschäftigung und Lohnstrukturen
nach Qualifikationen und Altersgruppen:
Eine empirische Analyse auf Basis
der IAB-Beschäftigtenstichprobe**

Bernd Fitzenberger, Alfred Garloff und Karsten Kohn

Download this ZEW Discussion Paper from our ftp server:

<ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0375.pdf>

Die Discussion Papers dienen einer möglichst schnellen Verbreitung von
neueren Forschungsarbeiten des ZEW. Die Beiträge liegen in alleiniger Verantwortung
der Autoren und stellen nicht notwendigerweise die Meinung des ZEW dar.

Discussion Papers are intended to make results of ZEW research promptly available to other
economists in order to encourage discussion and suggestions for revisions. The authors are solely
responsible for the contents which do not necessarily represent the opinion of the ZEW.

Das Wichtigste in Kürze

Seit Jahren bestehen große Unterschiede in den qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten. Mit der langfristigen Zunahme der Arbeitslosigkeit haben auch die qualifikatorischen Unterschiede stark zugenommen. Die Höhe der Löhne wird häufig für das Ausmaß der Arbeitslosigkeit, die Rigidität der Lohnstruktur für die Unterschiede in den qualifikatorischen Arbeitslosenquoten verantwortlich gemacht. Angesichts des großen Ausmaßes an Heterogenität des Faktors Arbeit jedoch ist eine empirische Operationalisierung und Quantifizierung des Zusammenhangs zwischen Lohnhöhe oder Lohnstrukturen einerseits und Beschäftigung in Personen andererseits sehr schwierig.

Hier setzt dieser Beitrag an. Einerseits implementieren wir einen zweistufigen CES-Produktionsfunktionsansatz, der immerhin 18 unterschiedliche Arbeitsinputs zulässt und damit im Vergleich zur Literatur der Heterogenität des Faktors Arbeit wesentlich stärker Rechnung trägt. Mit Hilfe dieses Ansatzes können wir Substitutionselastizitäten zwischen unterschiedlichen Altersgruppen einerseits und unterschiedlichen Qualifikationsniveaus andererseits sowie die aus der durchschnittlichen Lohnhöhe und den Substitutionselastizitäten resultierende zellenspezifische Beschäftigung schätzen. Andererseits tragen wir der Tatsache Rechnung, dass 18 unterschiedliche Arbeitsinputs immer noch ein grobes Raster sein mögen. Daher interessieren wir uns für die Bestimmungsfaktoren der unterschiedlichen Löhne innerhalb der (Alters-Qualifikations-)Zellen. In einer theoriegeleiteten empirischen Analyse versuchen wir zu identifizieren, ob unterschiedliche Löhne auf unterschiedliche Produktivitäten zurückgeführt werden können oder ob Suchfraktionen für residuale Lohnungleichheit verantwortlich zu machen sind.

Das CES-Modell liefert geschätzte Substitutionselastizitäten, die sowohl zwischen unterschiedlichen Alters- wie auch zwischen unterschiedlichen Qualifikationsniveaus vergleichsweise hoch sind. Des Weiteren gibt es deutliche Hinweise für Lohnkompression zwischen den Zellen, d.h. für eine Stauchung der qualifikatorischen Lohnverteilung. Löhne niedrig qualifizierter Arbeitnehmer scheinen weiter von ihrem Gleichgewichtswert entfernt zu sein, als Löhne von mittel oder hoch qualifizierten Individuen. So zeigt unsere Simulation, dass der Lohn zur Halbierung der qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquote im Jahr 1997 von niedrig Qualifizierten nominal um 10,6% hätte sinken müssen, während bei hoch Qualifizierten lediglich eine Reduktion von 9% erforderlich gewesen wäre.

Auch innerhalb der Alters-Qualifikations-Zellen unterscheiden sich die Löhne beträchtlich. Wir versuchen theoretisch und empirisch überzeugende Erklärungen für die Präsenz residualer Lohnungleichheit zu finden. Einerseits drängt sich aus Sicht des CES-Produktionsfunktionsansatzes auf, dass unterschiedliche Löhne auf unterschiedliche Grenzproduktivitäten zurückgehen. Unter diesem theoretischen Blickwinkel interpretieren wir geringe residuale Lohn dispersion als Stauchung derselben und erwarten eine geringe zellenspezifische Beschäftigung. Andererseits können Suchfraktionen für das Vorliegen unterschiedlicher Löhne für identische Arbeit verantwortlich gemacht werden. In diesem Fall korrespondiert eine hohe residuale Lohn dispersion mit hohen Suchfraktionen und einer geringen Beschäftigung in der Zelle. Beide theoretischen Ansätze werden von den Daten indes nicht überzeugend unterstützt. Wir finden in den Daten keinen Hinweis, dass Lohnverteilungen innerhalb der Zellen gestaucht sind. Das robuste

Ergebnis eines positiven Zusammenhangs von Arbeitslosenquote und residualer Lohnungleichheit allerdings scheint eher für die Existenz von Suchfraktionen zu sprechen.

Beschäftigung und Lohnstrukturen nach Qualifikationen und Altersgruppen: Eine empirische Analyse auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe

Bernd Fitzenberger (Universität Mannheim, IFS und ZEW),
Alfred Garloff (ZEW) und Karsten Kohn (Universität Mannheim)*

Beitrag für das Schwerpunktheft 2003 der *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* zu "Löhne und Beschäftigung"

November 2003

Zusammenfassung: Diese Arbeit untersucht empirisch den Zusammenhang von Beschäftigung und Lohnstrukturen zwischen sowie innerhalb von Qualifikations- und Altersgruppen. Zunächst werden Substitutionselastizitäten zwischen Qualifikations- und Altersgruppen geschätzt und die Lohnveränderungen bestimmt, die notwendig gewesen wären, um im Jahre 1997 die qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten zu halbieren. Die geschätzten Substitutionselastizitäten sind sehr hoch. Die notwendige Lohnreduktion liegt nominal zwischen 9% und 10,6% und fällt umso höher aus, je geringer die Qualifikation der Arbeitnehmergruppe ist. Der zweite Teil der Arbeit befasst sich mit dem Zusammenhang zwischen residualer Lohnungleichheit und Beschäftigungsdynamik. Es werden konkurrierende Implikationen aus der Theorie der Grenzproduktivitätsentlohnung und der Suchtheorie abgeleitet und empirisch untersucht. Die Ergebnisse sind für keine der beiden Theorien überzeugend. Das robuste Ergebnis einer signifikant positiven Korrelation zwischen dem Niveau der Arbeitslosenquote und der residualen Lohnungleichheit legt allerdings nahe, dass Suchfraktionen zur Erklärung der residualen Lohn dispersion beitragen können.

Schlüsselwörter: Arbeitsnachfrage, Alter, Qualifikationen, Lohnstrukturen, Heterogenität, Suchfraktionen

JEL-Klassifikation: E24, J21, J31, J64

* Diese Arbeit ist im Rahmen des Forschungsprojektes "Bildung und Verwertung von differenziertem Humankapital" als Teil der DFG-Forschergruppe "Heterogene Arbeit: Positive und normative Aspekte der Qualifikationsstruktur" entstanden. Wir danken der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG) für die finanzielle Unterstützung und zwei anonymen Referees für wertvolle Hinweise und Anmerkungen. Alle Unzulänglichkeiten gehen jedoch allein zu Lasten der Autoren.

Korrespondierender Autor: Bernd Fitzenberger, Fakultät für VWL, Universität Mannheim, D-68131 Mannheim, E-mail: Bernd.Fitzenberger@vwl.uni-mannheim.de .

Alfred Garloff, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Postfach 10 34 43, D-68034 Mannheim, E-mail: garloff@zew.de .

Karsten Kohn, Fakultät für VWL, Universität Mannheim, D-68131 Mannheim, E-mail: kohn@rhein.vwl.uni-mannheim.de .

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Beschäftigung und Lohnstruktur zwischen Qualifikations- und Altersgruppen	5
2.1	Entwicklung qualifikatorischer und altersspezifischer Lohndifferenziale und Beschäftigung	5
2.2	Zweistufiges CES-Modell zur Schätzung von Substitutionselastizitäten .	7
2.3	Halbierung der Arbeitslosigkeit: Ein Simulationsexperiment	10
3	Beschäftigungsdynamik und residuale Lohnungleichheit	13
3.1	Heterogenitätshypothese	13
3.2	Friktionshypothese	14
3.3	Übergangsraten und Lohndispersion: Deskriptive Ergebnisse	17
3.4	Übergangsraten und Lohndispersion: Fixed-Effects-Schätzungen	19
3.5	Beurteilung der Evidenz	24
4	Schlussfolgerungen	25
	Anhang: Daten	26
	Literatur	28

1 Einleitung

Trotz eines kontinuierlichen Anstiegs der Qualifikationen der Erwerbspersonen ist seit Jahren die Arbeitslosenquote umso höher, je niedriger das Qualifikationsniveau ist. Im Jahr 2000 betrug in Westdeutschland die Arbeitslosenquote von Erwerbspersonen ohne abgeschlossene Berufsausbildung 19,4%, während die Quote für Erwerbspersonen mit abgeschlossener Berufsausbildung bei 5,7% und für Hochschulabsolventen bei 2,6% lag.¹ Die Diskussion um die Arbeitsmarktwirkungen eines qualifikationsverzerrten technischen Fortschritts (Katz und Autor (1999), Acemoglu (2002)) unterstellt, dass die Beschäftigungsprobleme im Bereich niedrig qualifizierter Arbeit darauf beruhen, dass im Zeitverlauf die relative Nachfrage nach niedrigen Qualifikationen stärker als das relative Angebot zurück geht. Entsprechend der neoklassischen Theorie der Arbeitsnachfrage (Hamermesh (1993)) erfordert ein Ausgleich am Arbeitsmarkt dann eine Erhöhung der qualifikatorischen Lohndifferenziale.

Die Rigidität der Lohnstruktur in Westdeutschland wird häufig als Ursache für die Unterschiede in den qualifikatorischen Arbeitslosenquoten genannt; vgl. u.a. Fitzenberger und Franz (2001) und die Beiträge in diesem Schwerpunktheft. Trotz der Popularität und Plausibilität dieser Hypothese ist eine empirische Operationalisierung und Quantifizierung des Zusammenhangs zwischen Lohnstrukturen und Beschäftigung in Personen aus folgenden Gründen sehr schwierig:²

1. Konventionelle empirische Analysen der qualifikatorischen Arbeitsnachfrage unterstellen typischerweise eine kleine Anzahl (meist nur bis zu drei) homogener Qualifikationsgruppen von Arbeitnehmern; vgl. die Übersichten in Hamermesh (1993), Katz und Autor (1999) und für Westdeutschland u.a. die Studien von Steiner und Wagner (1998) sowie Falk und Koebel (2002). Die Berücksichtigung einer größeren Anzahl von Qualifikationsgruppen stößt mit den konventionellen Ansätzen, die auf kostenminimierendem Verhalten beruhen, schnell an Grenzen der praktischen Umsetzung. Das Aggregationsproblem (*“Ist es sinnvoll, den empirischen Zusammenhang zwischen der Beschäftigung in einer a priori heterogenen Gruppe von Personen mit dem Durchschnittslohn, d.h. dem repräsentativen Lohn in dieser Gruppe, als Arbeitsnachfrage im mikroökonomischen Sinne zu interpretieren?”*) bleibt im Regelfall ausgeblendet, da angemessene Lösungen nicht existieren; vgl. Koebel (2003) für eine Analyse des Aggregationsproblems im Kontext von Arbeitsnachfrageschätzungen.
2. Katz und Murphy (1992) untersuchen qualifikatorische Lohndifferenziale auf der Grundlage von US-Daten im Licht von Angebots- und Nachfrageeffekten. Ein

¹Vgl. Reinberg und Hummel (2002), S. 27.

²In dieser Arbeit erfolgt eine Beschränkung auf den Zusammenhang zwischen Lohnstrukturen und der Beschäftigung in Personen. Weitere Dimensionen der Arbeitsnachfrage (Arbeitszeit, Produktivität in Abhängigkeit von der Arbeitszeit, Effizienzlohnargumente) sind ausgeblendet.

CES-Modellrahmen zeigt sich hier konsistent mit der Entwicklung von Qualifikationsprämien über die Zeit. Die zeitliche Variation von Beschäftigung und Entlohnung geht einher mit dem Eintritt von jüngeren Kohorten in den Arbeitsmarkt und dem Austritt älterer Kohorten, wobei in den letzten Jahrzehnten die Qualifikation der Eintritte—gemessen an der schulischen und beruflichen Ausbildung—deutlich über der Qualifikation der Austritte lag. Die Literatur (siehe beispielsweise Katz und Autor (1999)) interpretiert diese Entwicklungen als ein Wettrennen zwischen der Veränderung der Qualifikationsstruktur des Arbeitsangebotes und der der Arbeitsnachfrage. Neben der Veränderung des Qualifikationsniveaus der verschiedenen am Arbeitsmarkt vorhandenen Kohorten ändert sich jedoch auch die Humankapitalausstattung mit dem Alter. Einerseits impliziert eine zunehmende Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeitsdauer eine mit dem Alter zunehmende Humankapitalausstattung (Franz (2003), Kapitel 3), andererseits kann in Folge eines verzerrten und sich möglicherweise beschleunigenden technischen Fortschritts im Strukturwandel eine Entwertung des Humankapitals älterer Arbeitnehmer erfolgen. Card und Lemieux (2001) erweitern das Modell von Katz und Murphy (1992) für die USA, Kanada und Großbritannien um die Altersdimension als wichtigem Heterogenitätsaspekt. Dies ermöglicht es ihnen, zum Einen Kohorteneffekte zu identifizieren und zum Anderen eine Spezifikation mit einer relativ großen Anzahl unterschiedlicher Faktoren zu schätzen. Der Ansatz von Card und Lemieux (2001) wird für Westdeutschland erstmalig in Fitzenberger und Kohn (2003) angewendet. Auf letzterer Studie basieren die im Abschnitt 2 berichteten Ergebnisse. Die Analysen verdeutlichen, dass wesentlich stärkere Annahmen an die Modellierung der Produktionstechnologie notwendig sind, um die Differenzierung nach Qualifikations- und Altersgruppen empirisch umsetzen zu können. Gleichzeitig ist aber festzuhalten, dass die residuale Streuung der Löhne auch nach Berücksichtigung von Alter und Qualifikation—innerhalb der so definierten Zellen—recht beträchtlich ist. Mithin kann von einer bedeutenden verbleibenden Heterogenität der Erwerbspersonen in einer Zelle ausgegangen werden, die sich in der residualen Lohnungleichheit widerspiegelt.

3. Löhne und Beschäftigung sind das Ergebnis aller Prozesse am Arbeitsmarkt (Nachfrage, Angebot, Lohnsetzung). Beide sind daher als endogene Größen in der empirischen Analyse anzusehen. Beispielsweise ergibt sich dies in einem Lohnverhandlungsmodell mit Right-to-Manage-Annahme (Franz (2003)), bei dem der Lohn unter Berücksichtigung der Beschäftigungsentscheidungen der Unternehmen in Reaktion auf den gesetzten Lohn ausgehandelt wird. Noch stärker ist die Endogenitätsproblematik auf Unternehmensebene angesichts der Möglichkeit von übertariflicher Entlohnung. Schließlich werden in der empirischen Analyse der Arbeitsnachfrage die endogenen (!) Rückwirkungen auf den Output meist vernachlässigt; vgl. als Ausnahmen Fitzenberger (1999) und Fitzenberger und Franz (2001).

4. Ein großer Teil der Literatur (vgl. z.B. Card, Kramarz und Lemieux (1999) und Katz und Autor (1999)) interpretiert die residuale Lohnungleichheit als durch die Zellenbildung nicht erfasste Produktivitätsunterschiede, die beispielsweise auf un beobachteten Unterschieden in der Humankapitalausstattung oder in der match-spezifischen Produktivität beruhen.³ Wir bezeichnen diese Hypothese im Folgenden als *Heterogenitätshypothese*. In der wirtschaftspolitischen Debatte wird häufig argumentiert (vgl. Fitzenberger und Franz (2001) und die dort zitierte Literatur), dass Lohnrigiditäten zu einer Kompression der residualen Lohnverteilung relativ zur Produktivitätsverteilung in der betreffenden Zelle führen. Beispielsweise sorgt ein tariflicher Mindestlohn in einer Zelle dafür, dass Arbeitnehmer mit einer Produktivität unterhalb des tariflichen Mindestlohns nicht beschäftigt werden. Eine Erhöhung des Mindestlohns führt entsprechend dieser Argumentation zu einer Reduktion sowohl der Beschäftigung als auch der residualen Lohnungleichheit. In Fitzenberger (1999), Kapitel 5, und Fitzenberger und Franz (2001) wird empirisch überprüft, ob ein solcher positiver Zusammenhang zwischen der residualen Lohnungleichheit und der Beschäftigung besteht. Es findet sich nur schwache Evidenz für die Heterogenitätshypothese, wenn man die Arbeitnehmer nach Alter und Ausbildung gruppiert. Ein entsprechender Zusammenhang lässt sich allenfalls für niedrig qualifizierte Arbeitnehmer im Hinblick auf die Ungleichheit im unteren Bereich der Lohnverteilung belegen. Die bisherige Literatur zum Zusammenhang zwischen residualer Lohnungleichheit und Beschäftigung leidet darunter, dass die Endogenitätsproblematik häufig nicht berücksichtigt wird und dass die Analysen ohne explizite theoretische Basis sowie meist unter Ausschaltung der Dynamik erfolgen.
5. Die Such- und Matchingtheorie (Mortensen und Pissarides (1999)) stellt einen natürlichen Rahmen für die theoretische und empirische Analyse des Zusammenhangs zwischen residualer Lohnungleichheit und Beschäftigung dar. Allerdings muss der traditionelle Ansatz, der von ex ante homogenen Arbeitnehmern ausgeht, um ex ante Heterogenität erweitert werden; vgl. Garloff (2003). In jüngerer Zeit hat sich die empirisch orientierte Literatur zur Such- und Matchingtheorie intensiv mit dem Zusammenhang zwischen den Übergangsraten im Arbeitsmarkt— und damit mit der Beschäftigungsquote—und der Lohnverteilung beschäftigt; vgl. Mortensen und Pissarides (1999), van den Berg und Ridder (1998), Postel-Vinay und Robin (2002). Diese Literatur leitet für a priori homogene Individuen einen negativen Zusammenhang zwischen der residualen Lohndispersion und der Beschäftigungsquote ab. Dieser negative Zusammenhang ist das Ergebnis der durch den Such- und Matchingprozess induzierten Friktion. Je stärker diese Friktion wirkt—je höher beispielsweise die Suchkosten sind—, desto geringer fallen die Beschäftigung und umso größer die beobachtete Lohndispersion aus. Die Lohndi-

³Vgl. auch die auf dem Ansatz von Card, Kramarz und Lemieux (1999) aufbauenden empirischen Analysen in Pischke (1998) und Beißinger und Möller (1998) sowie die kritische Diskussion im Koreferat von Fitzenberger (1998).

spersion ist somit ein Indikator für die Matchingeffizienz von a priori homogenen Individuen. Diese *Friktionshypothese* und die oben diskutierte *Heterogenitätshypothese* machen somit unterschiedliche Vorhersagen im Hinblick auf die Richtung des endogenen Zusammenhangs zwischen der residualen Lohnungleichheit und der Beschäftigung, die prinzipiell empirisch überprüfbar sind.

Diese Arbeit untersucht empirisch den Zusammenhang zwischen der Beschäftigung und den beiden Dimensionen der Lohnstruktur, d.h. Lohnunterschieden zwischen und innerhalb von Arbeitnehmergruppen. Die Analyse basiert auf der IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975 bis 1997 und beschränkt sich auf vollzeit erwerbstätige, männliche Arbeitnehmer im Alter zwischen 25 und 55 Jahren. Es erfolgt eine Gruppierung der Arbeitnehmer nach Qualifikation und Alter in Zellen. Wir diskutieren im Folgenden empirische Ergebnisse aus laufenden Forschungsprojekten von Fitzenberger und Kohn (2003) sowie Fitzenberger und Garloff (2003).

Abschnitt 2 dieser Arbeit berichtet die wichtigsten Ergebnisse der Schätzung der Substitutionselastizitäten zwischen Qualifikations- und Altersgruppen aus der Studie von Fitzenberger und Kohn (2003). Hier wird der Analyserahmen von Card und Lemieux (2001) erstmalig für Westdeutschland empirisch umgesetzt. Auf Basis der Schätzungen, die die Heterogenität zwischen Qualifikations- und Altersgruppen berücksichtigen, werden die notwendigen Veränderungen des Lohnniveaus bzw. der Lohnstruktur geschätzt, die im Jahr 1997 (dem letzten Jahr, für das die Daten verfügbar sind) zu einer Halbierung der qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten geführt hätten. Dieser Abschnitt berücksichtigt keine Heterogenität innerhalb der Zellen.

Abschnitt 3 dieser Arbeit wendet sich der empirischen Analyse des Zusammenhangs zwischen der Beschäftigung und der residualen Lohnungleichheit als der zweiten Dimension der Lohnstruktur zu. In Anlehnung an die Analyse in Fitzenberger und Garloff (2003) wird für die gleiche Einteilung der Qualifikations- und Altersgruppen wie in Abschnitt 2 der empirische Zusammenhang zwischen Übergangsraten im Arbeitsmarkt und der residualen Lohnungleichheit geschätzt. Einerseits, in Verlängerung der Argumentation aus Abschnitt 2, können Lohnunterschiede dadurch bedingt sein, dass Arbeitnehmer auch innerhalb von Qualifikations- und Altersgruppen unterschiedliche Produktivitäten aufweisen (Heterogenitätshypothese). Andererseits kann unvollständige Information für das Vorliegen unterschiedlicher Löhne verantwortlich gemacht werden (Friktionshypothese). Beide Hypothesen weisen unterschiedliche Implikationen auf, so dass wir in der empirischen Analyse versuchen, zwischen diesen Ansätzen zu diskriminieren.

Die Schlussfolgerungen in Abschnitt 4 runden die Arbeit ab. Der Anhang beschreibt kurz die Datenaufbereitung und umfasst einzelne detaillierte Aspekte der empirischen Analyse.

2 Beschäftigung und Lohnstruktur zwischen Qualifikations- und Altersgruppen

Wir beginnen unsere empirische Analyse mit den Lohndifferenzialen zwischen Qualifikations- und Altersgruppen für vollzeit beschäftigte Männer basierend auf den Ergebnissen in Fitzenberger und Kohn (2003). Die verwendeten Daten der IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS) von 1975 bis 1997 werden im Anhang kurz beschrieben. Die Analyse beschränkt sich auf Erwerbspersonen im Alter zwischen 25 und 55 Jahren in Westdeutschland. Wir fassen Alterklassen mit einer Länge von 5 Jahren (25–29, 30–34, ...) zusammen und bilden drei Qualifikationsgruppen nach dem Vorliegen einer beruflichen Ausbildung. Nach einer kurzen Zusammenfassung der Entwicklung von Löhnen und Beschäftigung skizzieren wir die Umsetzung des Analyserahmens von Card und Lemieux (2001). Basierend auf den empirischen Resultaten sowie Ergebnissen von Fitzenberger und Franz (2001) berechnen wir die Veränderungen der qualifikatorischen Lohndifferenziale, die zu einer Halbierung der qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten im Jahr 1997 notwendig gewesen wären.

2.1 Entwicklung qualifikatorischer und altersspezifischer Lohndifferenziale und Beschäftigung

Auf Basis der IABS-Daten berechnen wir Lohndifferenziale $r_{s,at}$ zwischen Beschäftigten in der Altersklasse a zum Zeitpunkt t als logarithmierte Differenz der mittleren Entlohnung von hoch qualifizierten ($s = h$, Beschäftigte mit Fachhochschul- oder Hochschulabschluss) bzw. niedrig qualifizierten ($s = l$, Beschäftigte ohne Berufsausbildung) Arbeitnehmern und der von mittel qualifizierten ($s = m$, Beschäftigte mit abgeschlossener Berufsausbildung). Unter Berücksichtigung der Rechtszensurierung der Entgeltdaten an der Beitragsbemessungsgrenze resultieren die Differenziale $r_{s,at}$ in den jeweiligen Alters-Zeit-Zellen aus Tobit-Regressionen der logarithmierten Löhne $\ln w_{at}$ auf Qualifikationsdummies $d_{s,at}$.⁴

$$(1) \quad \ln(w_{at}) = \text{constant}_{at} + r_{l,at} \cdot d_{l,at} + r_{h,at} \cdot d_{h,at} + \text{controls}_{at} + \epsilon_{at}$$

Detaillierte Darstellungen der Schätzergebnisse finden sich in Fitzenberger und Kohn (2003). Wie zu erwarten, steigt die Entlohnung mit der Qualifikation an, und die Lohndifferenziale fallen umso höher aus, je älter die Beschäftigten sind. Im Zeitverlauf haben sich die Lohndifferenziale zwischen den Qualifikationsgruppen allerdings nicht gleichförmig entwickelt. Für hoch qualifizierte relativ zu den mittel qualifizierten Arbeitnehmern beispielsweise blieben die Lohndifferenziale für die über Fünfzigjährigen von 1975 bis 1987 annähernd konstant, um danach um 8 Prozentpunkte zu sinken.

⁴Anderweitige Einflüsse werden durch die Aufnahme zusätzlicher Kontrollvariablen erfasst. Zu Einzelheiten der implementierten Spezifikationen vgl. den Datenanhang.

Andererseits verschlechterte sich die relative Position der 30–34jährigen hoch Qualifizierten um etwa 8 Prozentpunkte in den Spätsiebzigern, erholte sich zum Teil in der ersten Hälfte der Achtziger Jahre und blieb von 1986 an recht konstant. Der Unterschied zwischen älteren mittel und älteren gering qualifizierten Beschäftigten sank während der 1980er um etwa 5 Prozentpunkte, worauf in den Neunzigern ein Wiederanstiegen um lediglich etwa 2 Prozentpunkte folgte. In der jüngsten Altersgruppe zeigte sich die Prämie noch wechselhafter: Zwischen 1975 und 1986 gewannen die gering Qualifizierten im Vergleich zu den mittel Qualifizierten 6 Prozentpunkte hinzu. In späteren Jahren nahm der Abstand jedoch wieder zu und überschritt 1997 sogar das Niveau von 1975.

Angesichts dieser Ergebnisse überrascht die Feststellung wenig, dass sich auch die Gestalt der Altersprofile im Querschnitt über die Zeit hinweg verändert hat. So stiegen beispielsweise 1975 die qualifikatorischen Differenziale zwischen gering und mittel Qualifizierten leicht mit dem Alter an, während sie sich bis 1997 so gedreht haben, dass die Differenziale nahezu konstant über das Alter waren.

Auf Basis der deskriptiven Evidenz halten wir fest, dass sich die Altersprofile in den qualifikatorischen Lohndifferenzialen nicht über die Zeit hinweg parallel verschoben, sondern eine Drehung erfahren haben. Die Entwicklungen können daher nicht allein reinen Alters- und Zeiteffekten zugeschrieben werden. Kohorteneffekte (Effekte für unterschiedliche Geburtsjahrgänge) dürften vielmehr eine Rolle spielen.

Ebenso wie Card und Lemieux (2001) berücksichtigt die weitere empirische Analyse in Fitzenberger und Kohn (2003) Alters-, Zeit- und Kohorteneffekte bei der Bestimmung der Entwicklung der Lohndifferenziale über Altersgruppen und im Zeitverlauf. MaCurdy und Mroz (1995) und Fitzenberger, Hujer, MaCurdy und Schnabel (2001) folgend legen wir aber im Vergleich zu Card und Lemieux (2001) eine weniger restriktive Spezifikation der Kohorteneffekte zu Grunde und testen explizit, ob Alters-, Kohorten- und Zeiteffekte separabel sind. Die empirischen Ergebnisse in Fitzenberger und Kohn (2003) zeigen, dass signifikante Unterschiede in den qualifikatorischen Lohndifferenzialen zwischen den verschiedenen Kohorten bestehen, additive Separabilität von Alters-, Zeit- und Kohorteneffekten jedoch nicht verworfen werden muss.

In Fitzenberger und Kohn (2003) messen wir die qualifikationsspezifische Beschäftigung, indem wir in den einzelnen Alters-Zeit-Zellen die Beschäftigten mit gleicher Qualifikation, gewichtet mit der jeweiligen Länge des Beschäftigungsverhältnisses, aufsummieren. Die im Zeitverlauf zunehmende Qualifikation der Beschäftigten wird deutlich, wobei entsprechend unserer Erwartungen die Qualifikationsintensität der Beschäftigung generell umso höher ist, je jünger die jeweilige Altersklasse ist.

Die Höherqualifikation der Beschäftigten über die Altersgruppen erfolgt jedoch wieder nicht gleichförmig im Zeitverlauf. Ausgehend von einer Situation stabiler Qualifikationszunahme in allen Altersklassen verlangsamt sich der Zuwachs jeweils merklich oder kommt ganz zum Stillstand. Dieser Bruch tritt Mitte der Achtziger Jahre zuerst bei der jüngsten Altersklasse auf und setzt sich danach bis in die zweite Hälfte der Neun-

ziger bei den älteren Gruppen fort. Die empirische Evidenz legt somit auch in der Beschäftigung die Existenz von Kohorteneffekten nahe.

2.2 Zweistufiges CES-Modell zur Schätzung von Substitutionselastizitäten

Zur Erfassung der Qualifikations- und der Altersdimension unterstellen Card und Lemieux (2001) eine zweistufige CES-Produktionsfunktion, die wir für unsere Fragestellung anpassen. Unter Annahme produktivitätsorientierter Faktorentlohnung ist es möglich die Gleichungen für die relative Entlohnung der Qualifikations- und Altersgruppen explizit aufzulösen.

Der Modellrahmen unterstellt für die aggregierte Produktion y_t eine CES-Struktur

$$(2) \quad y_t = (\theta_{l,t}L_{l,t}^\rho + \theta_{m,t}L_{m,t}^\rho + \theta_{h,t}L_{h,t}^\rho)^{\frac{1}{\rho}},$$

in der die Faktoren $L_{s,t}$, die Beschäftigung der Qualifikationsgruppe s in Periode t , ihrerseits die Form von CES-(Sub-)Aggregaten der qualifikations- und zeitspezifischen Beschäftigung von Personen in den Altersklassen a , $L_{s,at}$, annehmen:

$$(3) \quad L_{s,t} = \left[\sum_a (\vartheta_{s,a} L_{s,at}^\rho) \right]^{\frac{1}{\rho}}, \quad s \in \{l, m, h\}.$$

Die Substituierbarkeit der Arbeitnehmer über die Qualifikationsklassen hinweg sowie zwischen Beschäftigten verschiedener Altersgruppen innerhalb einer Qualifikationsklasse wird durch die Elastizitäten $\sigma_S = \frac{1}{1-\rho}$ bzw. $\sigma_A = \frac{1}{1-\rho}$ beschrieben.

Unter der Annahme produktivitätsorientierter Faktorentlohnung ergeben sich nach einigen Zwischenschritten altersspezifische qualifikatorische Lohndifferenziale als

$$(4) \quad r_{s,at} = \ln \left(\frac{w_{s,at}}{w_{m,at}} \right) = \ln \left(\frac{\theta_{s,t}}{\theta_{m,t}} \right) + \ln \left(\frac{\vartheta_{s,a}}{\vartheta_{m,a}} \right) - \frac{1}{\sigma_S} \ln \left(\frac{L_{s,t}}{L_{m,t}} \right) - \frac{1}{\sigma_A} \left[\ln \left(\frac{L_{s,at}}{L_{m,at}} \right) - \ln \left(\frac{L_{s,t}}{L_{m,t}} \right) \right], \quad s \in \{l, h\}.$$

Neben der Entwicklung der relativen Produktivitäten der Qualifikationsgruppen über die Zeit $\frac{\theta_{s,t}}{\theta_{m,t}}$ und den altersspezifischen Produktivitäten $\frac{\vartheta_{s,a}}{\vartheta_{m,a}}$ bestimmt das Verhältnis von altersspezifischer zu aggregierter relativer Beschäftigung die Qualifikationsdifferenziale. Sofern $\ln \left(\frac{L_{s,at}}{L_{m,at}} \right) - \ln \left(\frac{L_{s,t}}{L_{m,t}} \right)$ über die Zeit variiert, d. h. die altersspezifische Beschäftigung sich nicht kongruent zum aggregierten Maß entwickelt, sind Kohorteneffekte angezeigt. Da das Qualifikationsniveau einer Kohorte von einem Alterseffekt abgesehen konstant ist, schreiben wir

$$(5) \quad \ln \left(\frac{L_{s,at}}{L_{m,at}} \right) = \lambda_{s,t-a} + \phi_{s,a}, \quad s \in \{l, h\}.$$

Wenn zusätzlich $\sigma_A < \infty$, weist das Modell jahres- (Index t), alters- (Index a) und kohortenspezifische (Index $t - a$) Effekte aus:

$$(6) \quad r_{s,at} = \ln\left(\frac{\theta_{s,t}}{\theta_{m,t}}\right) + \ln\left(\frac{\vartheta_{s,a}}{\vartheta_{m,a}}\right) - \frac{1}{\sigma_A}\phi_{s,a} \\ - \left[\frac{1}{\sigma_A} - \frac{1}{\sigma_S}\right] \ln\left(\frac{L_{s,t}}{L_{m,t}}\right) - \frac{1}{\sigma_A}\lambda_{s,t-a}, \quad s \in \{l, h\}.$$

Mit ihrer Alter \times Zeit-Dimensionierung bildet die Spezifikation einerseits eine relativ große Anzahl verschiedener Beschäftigungsinputs konsistent ab und bewahrt andererseits eine elementare Implementierbarkeit. Zudem entspricht sie für den Fall perfekter Substituierbarkeit unterschiedlicher Altersgruppen, $\sigma_A \rightarrow \infty$, der traditionellen Formulierung einer CES-Produktionsfunktion mit homogenen Qualifikationsklassen, deren Validität somit leicht zu testen ist.

Für die Bestimmung der Elastizität der Arbeitsnachfrage nach Qualifikations- und Altersgruppen ist eine Schätzung der Substitutionselastizitäten erforderlich. Die Implementierung der Schätzung erfolgt in Fitzenberger und Kohn (2003) in drei Stufen, so dass auf jeder Stufe trotz der Nichtlinearität des Schätzproblems lineare Schätzungen von Mehrgleichungssystemen durchgeführt werden können. Wir berichten hier die Ergebnisse der Schätzungen, in die die Beschäftigungsgrößen auf der rechten Seite der Schätzgleichungen ohne Instrumentierung eingehen. Für die Zukunft ist geplant Instrumentvariablenschätzungen durchzuführen, welche der Endogenität des Beschäftigungseinsatzes explizit Rechnung zu tragen vermögen.

Tabelle 1 fasst die Ergebnisse für die in verschiedenen Modellvarianten A–E geschätzten Substitutionsparameter zusammen. Die Varianten unterscheiden sich danach, inwieweit Gleichheit der Substitutionsparameter zwischen und innerhalb der Qualifikationsgruppen auferlegt wird. Die Modellvariante E ist dabei nicht explizit aus einer CES-Produktionsfunktion ableitbar und ergibt sich aus der Flexibilisierung von Gleichung (6) im Hinblick auf den Einfluss von Zähler und Nenner in der Mengengröße ($L_{s,t}/L_{m,t}$); vgl. Fitzenberger und Kohn (2003) für eine detaillierte Diskussion.

Wald-Tests weisen die Modellvariante D als die zu bevorzugende aus: Während die Hypothese einer über die Qualifikationsklassen hinweg identischen Substituierbarkeit der Altersklassen abzulehnen ist (C versus D: Wald-Statistik $\chi^2(2) = 57,95$), erweist sich die weiter gehende Flexibilisierung in Variante E als nicht erforderlich (D versus E: Wald-Statistik $\chi^2(2) = 0,004$). Die nachfolgenden Ausführungen fußen daher auf den Ergebnissen der Spezifikation D. Zudem bleibt fest zu halten, dass die Schätzwerte insbesondere für σ_A in der Tat endlich, Arbeitnehmer verschiedener Altersklassen mithin imperfekte Substitute sind. Die Modellstruktur bildet also die anhand der deskriptiven Evidenz aufgedeckten Dimensionen von Kohorteneffekten konsistent ab.⁵

⁵Ergänzend zu dem beschriebenen Vorgehen ist denkbar, ein vollständiges System aller drei mögli-

Tabelle 1: Substitutionselastizitäten

Modellvariante	A	B	C	D	E	
σ_A	l		23,99 (5,13)	22,83 (2,64)	22,71 (2,34)	
	m	34,39 (10,25)	12,11 (1,88)	32,03 (2,86)	11,51 (1,45)	11,49 (1,03)
	h		28,25 (103,20)		28,34 (3,89)	28,22 (5,44)
σ_S	l				11,69* (17,00)	
	m		9,93 (5,74)	10,92 (3,62)	10,62* (4,32)	
	h				9,24* (59,40)	

Berechnungen auf Basis der IABS 1975–1997.

Varianten A und B: Ergebnisse der ersten Schätzstufe; Varianten C bis E: dritte Schätzstufe.

Standardfehler in Klammern geschätzt anhand von 500 Bootstrap-Ziehungen. Fett gedruckte Werte: Elastizitäten signifikant endlich (Kehrwerte von null verschieden) zum 0,95 Niveau.

* Parameter identisch zum 0,95 Niveau.

Die geschätzten Substitutionselastizitäten liegen allesamt auf einem im Vergleich zur Literatur sehr hohen Niveau (vgl. Hamermesh (1993), Card und Lemieux (2001) und Katz und Autor (1999)); mit einer Änderung der relativen Entlohnung von Arbeitnehmern unterschiedlicher Qualifikations- oder Altersklassen geht eine verhältnismäßig starke Anpassung der relativen Beschäftigung in den jeweiligen Klassen einher. Dieses Ergebnis kann vielleicht der Datenlage und -auswahl zugeschrieben werden: Sind in der IABS bereits Beamte, Freiberufler und Selbständige nicht enthalten, so schließt unsere Untersuchung weiterhin Frauen, Teilzeitbeschäftigte sowie besonders alte und besonders junge Arbeitnehmer aus, um Selektionsverzerrungen zu vermeiden. Die betrachteten vollzeit beschäftigten Männer sind dann möglicherweise vergleichsweise homogen. Grundsätzlich sind jedoch Arbeitnehmer mit unterschiedlichem Ausbildungsniveau schwieriger zu substituieren als jene, die derselben Qualifikationsklasse angehören. Die Substituierbarkeit zwischen den Altersgruppen wiederum ist am geringsten in der Klasse der mittel Qualifizierten. Dies untermauert die Einschätzung, dass Beschäftigte, die ohne eine Ausbildung auskommen, relativ gut gegeneinander substituiert wer-

chen Differenziale auf Gleichheit der Parameter σ_S über die Gleichungen hinweg zu untersuchen. Ein derartiger Spezifikationstest in Fitzenberger und Kohn (2003) führt zur Ablehnung der Hypothese einer einheitlichen Substitutionselastizität zwischen verschiedenen Qualifikationsklassen. Da die erweiterte Spezifikation jedoch nicht im Modellrahmen konsistent abbildbar ist, legen wir weiterhin die Modellvariante D zu Grunde.

den können. Analoges gilt für Hochschulabsolventen unterschiedlichen Alters, denen aufgrund ihrer Ausbildung häufig eine hohe allgemeine Problemlösungskompetenz zugeschrieben wird. Arbeitnehmer mit Berufsausbildung hingegen qualifizieren sich für gezielte Einsätze, so dass beispielsweise junge Kollegen ältere weniger gut ersetzen können.

2.3 Halbierung der Arbeitslosigkeit: Ein Simulationsexperiment

Die Schätzungen der Substitutionsparameter σ_A und σ_S auf Basis von Modellvariante D in Tabelle 1 lassen sich durch ein Simulationsexperiment verdeutlichen. Im Licht der anhaltenden Debatte über Beschäftigungsziele fragen wir in Analogie zu Fitzenberger und Franz (2001), um wie viel die Löhne in den drei Qualifikationsgruppen im Jahr 1997 hätten geringer sein müssen, um die qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten—die durchschnittlichen Quoten für gering, mittel und hoch Qualifizierte betragen 1997 27,1%, 6,8% bzw. 3,0%; vgl. Reinberg und Hummel (2002), S. 28—zu halbieren.

Die relativen Lohnänderungen seien jeweils identisch für alle Altersgruppen: $\Delta \ln(w_{s,a}) = \Delta \ln(\bar{w}_s)$ für alle a . Wir betrachten also Relativlohnverschiebungen über die Qualifikationsklassen hinweg, während die Lohnstruktur innerhalb der Klassen unverändert bleibt. Zur Vereinfachung der Notation verzichten wir im Folgenden auf die Zeitindizierung $t = 1997$.

Das angestrebte Beschäftigungsniveau L_s^* für die Qualifikationsklasse s wird anhand einer Taylor-Reihe erster Ordnung an der Stelle des beobachteten Beschäftigungsniveaus L_s approximiert.⁶

$$(7) \quad L_s^* = \sum_a L_{s,a}^* = \sum_a \left(L_{s,a} + \sum_{\bar{s}} \sum_{\bar{a}} \frac{\partial L_{s,a}}{\partial \ln(w_{\bar{s},\bar{a}})} \Delta \ln(w_{\bar{s},\bar{a}}) \right), \quad s \in \{l, m, h\}.$$

Mit Hilfe der Lohnelastizität der Arbeitsnachfrage

$$(8) \quad \eta_{s\bar{s},a\bar{a}} = \frac{\partial L_{s,a}}{\partial \ln(w_{\bar{s},\bar{a}})} \frac{w_{\bar{s},\bar{a}}}{L_{s,a}} = \frac{\partial L_{s,a}}{\partial \ln(w_{\bar{s},\bar{a}})} \frac{1}{L_{s,a}}$$

lässt sich Gleichung (7) als relative Änderung schreiben:

$$(9) \quad \frac{\Delta L_s}{L_s} = \frac{L_s^* - L_s}{L_s} = \sum_a \frac{L_{s,a}}{L_s} \sum_{\bar{s}} \sum_{\bar{a}} \eta_{s\bar{s},a\bar{a}} \Delta \ln(w_{\bar{s},\bar{a}}), \quad s \in \{l, m, h\}.$$

⁶Die beobachtete aggregierte Beschäftigung in Qualifikationsklasse s resultiert als Summe der altersspezifischen Beschäftigten. Mit Definition (3) stellt das Modell ein alternatives Maß in Effizienzeinheiten zur Verfügung, dessen Verwendung sich jedoch versagt, da die Schätzprozedur nicht alle strukturellen Produktivitäts-Parameter identifiziert.

Die Höhe der beabsichtigten relativen Beschäftigungsänderung ist aus den Arbeitslosenquoten $ur_s = U_s/WF_s = 1 - L_s/WF_s$ zu konstruieren:

$$(10) \quad \frac{\Delta L_s}{L_s} = \frac{(0,5WF_s + 0,5L_s) - L_s}{L_s} = 0,5 \frac{ur_s}{1 - ur_s},$$

wobei U_s die Arbeitslosen und WF_s die Erwerbsbevölkerung in Qualifikationsgruppe s bezeichnen.

Kostenminimierung seitens der Arbeitgeber impliziert die folgende Beziehung zwischen Lohnelastizitäten $\eta_{s\tilde{s},a\tilde{a}}$, Allen-Uzawa Substitutionselastizitäten $\sigma_{s\tilde{s},a\tilde{a}}$ und Kostenanteilen $S_{s,a}$; vgl. z. B. Hamermesh (1993):

$$(11) \quad \eta_{s\tilde{s},a\tilde{a}} = S_{\tilde{s},\tilde{a}}\sigma_{s\tilde{s},a\tilde{a}} + S_{\tilde{s},\tilde{a}}\eta, \quad a \neq \tilde{a} \quad \vee \quad s \neq \tilde{s}$$

mit η als Preiselastizität der Produkt-Nachfrage und

$$(12) \quad \eta_{ss,aa} = \eta - \sum_{\tilde{s}} \sum_{\tilde{a} \neq a} \eta_{s\tilde{s},a\tilde{a}} - \sum_{\tilde{s} \neq s} \eta_{s\tilde{s},aa} = S_{s,a}\eta - \sum_{\tilde{s}} \sum_{\tilde{a} \neq a} S_{\tilde{s},\tilde{a}}\sigma_{s\tilde{s},a\tilde{a}} - \sum_{\tilde{s} \neq s} S_{\tilde{s},a}\sigma_{s\tilde{s},aa}.$$

Auf Basis der zweistufigen CES-Produktionsfunktion berechnen sich die Allen-Uzawa Elastizitäten für die Substitution zwischen bzw. innerhalb der Qualifikationsklassen auf Basis der Modellvariante D in Tabelle 1 als

$$(13) \quad \sigma_{s\tilde{s},a\tilde{a}} = \sigma_S, \quad s \neq \tilde{s}, \quad \text{und} \quad \sigma_{ss,a\tilde{a}} = \sigma_S + \frac{1}{S_s}(\sigma_{As} - \sigma_S), \quad a \neq \tilde{a},$$

und für die beobachteten Kostenanteile⁷ gilt

$$(14) \quad S_{s,a} = \frac{w_{s,a}L_{s,a}}{\sum_{\tilde{s}} \sum_{\tilde{a}} w_{\tilde{s},\tilde{a}}L_{\tilde{s},\tilde{a}}}.$$

Nach Vorgabe von η —wir implementieren ein gewichtetes Mittel der von Fitzenberger und Franz (2001) geschätzten Elastizitäten für das Verarbeitende und das Nichtverarbeitende Gewerbe—liefert das System (9) eindeutige Werte für die notwendigen Lohnänderungen $\Delta \ln(w_{s,a}) = \Delta \ln(\bar{w}_s)$.

Um die jeweiligen realen Wirkungen der Lohnveränderungen einschätzen zu können, berechnen wir weiterhin die Preisänderung, die durch die Nominallohnkürzungen induziert wird. Dazu legen wir unter der Annahme gewinnmaximierenden Unternehmensverhaltens in monopolistischer Umgebung die Amoroso-Robinson-Relation für den Outputpreis p zu Grunde und unterstellen eine konstante Elastizität der Güternachfrage η , so dass $d \ln(MC) = d \ln(p)$. Für die Grenzkosten bei konstanten Skalenerträgen gilt

$$(15) \quad MC = \sum_s \sum_a w_{s,a} \frac{\partial L_{s,a}}{\partial y} = \sum_s \sum_a \frac{w_{s,a}L_{s,a}}{y},$$

⁷Im Modellrahmen liefert die Anwendung von Shepards Lemma strukturelle Kostenanteile (vgl. z. B. Chung (1994)), deren direkte Implementierung jedoch am oben genannten Identifikationsproblem scheitert.

für deren Änderungsrate somit

$$(16) \quad d \ln(MC) = \frac{\sum_s \sum_a \frac{L_{s,a} w_{s,a}}{y} d \ln(w_{s,a})}{\sum_{\bar{s}} \sum_{\bar{a}} \frac{L_{\bar{s},\bar{a}} w_{\bar{s},\bar{a}}}{y}} = \sum_s \sum_a \frac{L_{s,a} w_{s,a}}{\sum_{\bar{s}} \sum_{\bar{a}} L_{\bar{s},\bar{a}} w_{\bar{s},\bar{a}}} d \ln(w_{s,a}) .$$

Mit $\Delta \ln(w_{s,a}) = \Delta \ln(\bar{w}_s)$ für alle a erhalten wir schließlich die relative Preisänderung

$$(17) \quad \Delta \ln(p) = \Delta \ln(MC) = \sum_s \Delta \ln(\bar{w}_s) \sum_a \frac{L_{s,a} w_{s,a}}{\sum_{\bar{s}} \sum_{\bar{a}} L_{\bar{s},\bar{a}} w_{\bar{s},\bar{a}}} = \sum_s \Delta \ln(\bar{w}_s) \sum_a S_{s,a} .$$

Tabelle 2 weist die geschätzten Lohn- und Preisänderungen mit auf den Schätzfehlern der zu Grunde liegenden Parameter basierenden Standardfehlern aus.

Tabelle 2: Zur Halbierung der qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten notwendige Nominallohnsenkungen und induzierte Preisniveauänderungen in 1997

	Modell	$\Delta \ln w_l$	$\Delta \ln w_m$	$\Delta \ln w_h$	$\Delta \ln p$
	Variante D ^a	-0,106 (0,0141)	-0,092 (0,0140)	-0,090 (0,0140)	-0,093 (0,0140)
	Fitzenberger und Franz (2001) ^b	-0,141 (0,019)	-0,103 (0,020)	- (-)	-0,105 (0,020)
	Fitzenberger und Franz (2001) ^c	-0,342 (0,099)	-0,313 (0,020)	- (-)	-0,314 (0,020)

^a Vgl. Tabelle 1.

^b Spezifikation 4 des Güter- und Faktornachfragemodells; Annahme konstanter Skalenerträge; Substitutionselastizitäten zwischen hoch Qualifizierten und den mittel sowie den gering Qualifizierten auf 1 restringiert; keine Lohn- und Beschäftigungsänderungen in der Klasse der hoch Qualifizierten; Ergebnis für 1995.

^c Spezifikation 3 des Güter- und Faktornachfragemodells; Substitutionselastizitäten zwischen hoch Qualifizierten und den mittel sowie den gering Qualifizierten auf 1 restringiert; keine Lohn- und Beschäftigungsänderungen in der Klasse der hoch Qualifizierten; Ergebnis für 1995.

Standardfehler in Klammern geschätzt anhand von 500 Bootstrap-Ziehungen.

Nach Maßgabe des gesteckten Beschäftigungsziels werden in allen Qualifikationsklassen zu hohe Löhne gezahlt. Die notwendige Lohnreduktion fällt zudem umso höher aus, je geringer die Qualifikation der Arbeitnehmergruppe ist. Dieses Resultat darf als Hinweis auf eine vorliegende Lohnkompression über die Qualifikationsklassen hinweg gelten und unterstützt Forderungen nach einer produktivitätsorientierten höheren Lohndispersion.

Die geschätzten Lohnänderungen muten relativ gering an. Dieser Befund ist zumindest zwei Punkten zuzuschreiben: zum einen den hohen Lohnelastizitäten, die aus den geschätzten beträchtlichen Substitutionselastizitäten resultieren, und zum anderen der Annahme konstanter Skalenerträge. Letzterer Punkt wird im Zuge des Vergleichs der

Simulationsergebnisse mit denen von Fitzenberger und Franz (2001) deutlich. Deren Spezifikation 4, die ebenfalls der Maßgabe konstanter Skalenerträge entspricht, kommt zu einem unseren Ergebnissen sehr ähnlichen Resultat, wohingegen ihre unrestringierte Spezifikation 3 höhere (Nominal-)Lohneinbußen indiziert.⁸

Hinsichtlich der Preisänderungen ist Gleichung (17) zu entnehmen, dass sich die Preisänderung als gewichtetes Mittel der Lohnveränderungen errechnet. Ex constructione erfahren die hoch Qualifizierten somit eine Reallohnsteigerung, während die gering Qualifizierten auch real Einbußen zu erleiden haben.

3 Beschäftigungsdynamik und residuale Lohnungleichheit

Dieser Abschnitt geht der Frage nach, ob Lohnunterschiede innerhalb einer Zelle (residuale Lohnungleichheit) empirisch eher Produktivitätsunterschiede (Heterogenitätshypothese) oder Suchfraktionen (Frikitionshypothese) reflektieren. Im Folgenden werden die beiden konkurrierenden Ansätze vorgestellt und Hypothesen für die empirische Analyse abgeleitet. Anschließend werden diese mit panelökonometrischen Methoden untersucht. Dieser Abschnitt entstand in Anlehnung an die detaillierte Analyse von Lohnstrukturen und Übergangsraten zwischen verschiedenen Beschäftigungszuständen in Fitzenberger und Garloff (2003). Die Gruppierung der Daten in Qualifikations- und Altersgruppen für die empirische Analyse ist jedoch Abschnitt 2 angepasst.

3.1 Heterogenitätshypothese

Analog zur Vorgehensweise in Abschnitt 2 liegt der Heterogenitätshypothese das Paradigma der Grenzproduktivitätsentlohnung zu Grunde. Auch innerhalb einer Zelle weisen Erwerbspersonen unterschiedliche Grenzproduktivitäten auf und Beschäftigte werden gemäß ihrer Grenzproduktivität entlohnt.

Die Simulation in Abschnitt 2.3 impliziert, dass im Vergleich zu einem Arbeitsmarktgleichgewicht eine Kompression der qualifikatorischen Lohndifferenziale zwischen den gewählten Zellen vorliegt. Augescheinlich führt der Lohnbildungsprozess nicht automatisch zu Grenzproduktivitätsentlohnung. Es könnte daher sein, dass der Lohnbildungsprozess auch innerhalb der Zellen eine Lohnkompression bewirkt. So kann bspw. ein von einer Gewerkschaft ausgehandelter Tariflohn implizieren, dass innerhalb einer Zelle der Tariflohn oberhalb der Grenzproduktivität eines Teils der Arbeitnehmer liegt und diese Arbeitnehmer dann nicht beschäftigt sind. Damit entsteht zellenspezifische Arbeitslosigkeit oder Erwerbslosigkeit für Arbeitnehmer mit geringer Produktivität.

⁸Tendenziell überschätzen die Ergebnisse in Tabelle 2 vermutlich die notwendigen Lohnänderungen, da sowohl Fitzenberger und Franz (2001) als auch unsere Schätzung Substitutionseffekte im Hinblick auf den Kapitalstock und Vorleistungen (Outsourcing!) vernachlässigen.

Dynamisch betrachtet würde eine Erhöhung des tariflichen Mindestlohnes vermutlich dazu führen, dass die Lohndispersion sinkt, die Austrittsrate aus Beschäftigung steigt und die Austrittsrate aus Arbeitslosigkeit sinkt. Es ist zu beachten, dass die Kausalität von der, durch die Veränderung des Tariflohns induzierten, Veränderung der Lohndispersion zu den Übergangsraten zwischen Beschäftigung und Arbeitslosigkeit geht. Hier gibt es keinen Anlass zu unterstellen, dass sich umgekehrt die Übergangsraten direkt auf die Lohnverteilung auswirken.⁹ In der empirischen Analyse kann eine geringere Lohndispersion dahingehend interpretiert werden, dass eine exogene Stauchung der Lohnverteilung (bspw. durch tarifliche Mindestlöhne) vorliegt. Dies impliziert die erste Hypothese, die in der empirischen Analyse getestet wird.

Heterogenitätshypothese: Ist die Lohndispersion in einer Zelle klein, so ist die zellenspezifische Arbeitslosigkeit hoch. Abgangsraten aus der Arbeitslosigkeit sind gering. Eintrittsraten in Arbeitslosigkeit sind hoch. Jobwechsel stehen nicht im Zusammenhang mit der Lohnverteilung. Die Raten ihrerseits wirken sich nicht auf die Lohnverteilung aus.

3.2 Friktionshypothese

Die in Abschnitt 2 geschätzten Substitutionselastizitäten sind relativ hoch. Es ist plausibel zu unterstellen, dass die Unterschiede innerhalb einer Qualifikations–Alters–Zelle noch geringer sind als zwischen den Zellen. Es ist daher eine offene Frage, ob die beträchtlichen Lohnunterschiede innerhalb einer Zelle alleine auf unterschiedliche Grenzproduktivitäten zurückgeführt werden können.

Die Suchtheorie erklärt Lohnunterschiede zwischen identischen Arbeitnehmern durch die Existenz von matchspezifischen Renten. Matchspezifische Renten entstehen allerdings nicht durch spezielle Kenntnisse und Fertigkeiten der Arbeitnehmer (also durch Heterogenitäten), sondern durch unvollständige Information, die die Existenz von Suchkosten auf beiden Marktseiten begründet. Die zentrale Einsicht dieser Literatur ist, dass Arbeitnehmer nicht beliebig schnell durch einen identischen anderen ersetzt werden können, sondern, dass kosten- und zeitaufwändige Suche die Existenz von (Quasi-) Renten begründet. Ein relativ teurer Arbeitnehmer kann dann nicht einfach durch einen billigeren Arbeitnehmer identischer Grenzproduktivität ersetzt werden. Grenzproduktivitätsentlohnung kann in diesem Fall nicht erwartet werden. Prinzipiell können matchspezifische Renten zwischen Arbeitnehmer und Arbeitgeber geteilt werden, wie

⁹Natürlich gibt es eine offensichtliche Auswirkung eines Übergangs von einem Job zu einem anderen auf die Lohnverteilung, falls sich dabei der Lohn der betreffenden Person ändert. Aus Sicht der Heterogenitätshypothese allerdings werden Arbeitnehmer gemäß ihrer Grenzproduktivität entlohnt, die sich zwischen Firmen nur bei Existenz von spezifischem Humankapital oder bei unterschiedlichem Kapitaleinsatz unterscheidet. Unter den Annahmen der neoklassischen Theorie hat unterschiedlicher Kapitaleinsatz keinen Bestand, da Arbeitnehmer momentan ihren Job wechseln würden. Für diesen Theorieansatz ist es schwer, Jobwechsel zu erklären.

beispielsweise auf dem Verhandlungsweg.¹⁰ Auf der anderen Seite kann man sich vorstellen, dass Firmen identischen Arbeitnehmern im Falle eines Treffens ein ex-ante festgelegtes, firmeneinheitliches Alles-oder-Nichts Angebot unterbreiten können. Dies kann dazu führen, dass ein Match nicht zustande kommt, obwohl er potenziell für beide Seiten profitabel ist. Firmen haben hier die komplette Verhandlungsmacht und zahlen immobilen Arbeitnehmern lediglich den Lohn, der sie gerade indifferent lässt zwischen einer Fortsetzung der Arbeitslosigkeit und der Aufnahme einer Beschäftigung (Reservationslohn). Allerdings muss eine Firma bei der Lohnsetzung berücksichtigen, dass Arbeitnehmer den Job wechseln können. Aufgrund unvollständiger Information passiert dies zwar nicht momentan, aber im Durchschnitt je häufiger, je geringer der gezahlte Lohn ist. Im Modell, das dieser Argumentation zu Grunde liegt (vgl. Burdett und Mortensen (1998)) ist das der Fall, da Arbeitnehmer im Durchschnitt dann häufiger Angebote von konkurrierenden Firmen erhalten, die oberhalb des eigenen Lohnes liegen.¹¹ Zahlen Firmen höhere Löhne, haben sie einen höheren Beschäftigtenstand, da sie einerseits seltener Arbeitnehmer an besser zahlende Firmen verlieren und andererseits öfter Arbeitnehmer von anderen Firmen abwerben können. Das Modell impliziert, dass große Firmen höhere Löhne bezahlen und ist damit konsistent mit einem stilisierten Faktum in der Literatur. (vgl. Abowd, Kramarz und Margolis (1999); für Deutschland Franz (2003), S. 331) Auf der anderen Seite machen Firmen, die höhere Löhne bezahlen, einen geringeren Gewinn pro Arbeitnehmer. Gewinnmaximierung der Firmen zeigt, dass Hoch- und Niedriglohnstrategien gewinnneutral sein können. Als Essenz des Modells von Burdett und Mortensen (1998) ergibt sich im stationären Gleichgewicht eine Lohnverteilung zwischen Firmen für identische Arbeitnehmer.¹²

Die Lohndispersion hängt von der Produktivität der Arbeitnehmer im jeweiligen Segment, dem (tariflichen) Mindest- oder dem Reservationslohn, sowie von zwei Friktionsparametern ab (vgl. van den Berg und Ridder (1993), S. 49). Die Friktionsparameter sind dabei die Häufigkeit, mit der Arbeitnehmer ihren Job wechseln können (die sog. Angebotsankunftsrate), sowie die Häufigkeit, mit der Arbeitnehmer ihren Job aufgrund exogener Einflüsse verlieren (die sog. Jobzerstörungsrate). Intuitiv ist einleuchtend, dass die Fähigkeit der Arbeitnehmer, ihren Job schnell zu wechseln (d.h. eine hohe Angebotsankunftsrate), die Monopsonmacht der Firmen beschneidet: sie müssen näher an der Grenzproduktivität entlohnen, da sie ihre Arbeitnehmer schneller verlieren können. Damit sinkt die Lohndispersion. Im Grenzfall eines momentanen Jobwechsels kollabiert die Lohnverteilung zu einer Ein-Punkt-Verteilung an der Grenzproduktivität. Wenn auf der anderen Seite Jobwechsel unmöglich sind, bezahlen Firmen lediglich den Reservationslohn der Arbeitnehmer (bzw. den tariflichen Mindestlohn), was bei homogenen

¹⁰Eine Aufteilung der matchspezifischen Renten auf dem Verhandlungsweg wird beispielsweise in der sog. Matching-Literatur unterstellt (vgl. bspw. Pissarides (1990)).

¹¹In Suchmodellen ohne weitere Friktionen akzeptieren Arbeitnehmer jedes Angebot, das ihren eigenen Lohn übersteigt.

¹²Prinzipiell ist es auch möglich, dass jede Firma ihren Mitarbeitern diese Lohnverteilung bezahlt. Zumeist wird jedoch davon ausgegangen, dass Fairness-Beschränkungen verhindern, dass innerhalb einer Firma unterschiedliche Löhne für gleiche Arbeit gezahlt wird (vgl. bspw. Bontemps, Robin und van den Berg (2000), S. 313).

Reservationslöhnen ebenfalls zu einer Ein-Punkt-Verteilung der Löhne führt (die Diamond (1971)-Lösung).¹³

Die andere Determinante der Suchfraktion ist die Jobzerstörungsrate. Enden Jobs häufig, so ist die Suchfraktion stark ausgeprägt, da Arbeitnehmer häufig wieder von ganz unten anfangen müssen, bei dem Versuch die Jobleiter hinaufzuklettern. Dies begünstigt Firmen, die niedrige Löhne bezahlen, da die gleichgewichtige Arbeitslosigkeit steigt und damit die Zuflüsse für Firmen mit vergleichsweise geringen Löhnen steigen. Dies erhöht die Monopsonmacht der Firmen und damit auch die Lohndispersion. Die Jobzerstörungsrate kann direkt mit Übergängen von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit identifiziert werden, wobei unterstellt wird, dass Arbeitsverhältnisse nur aus exogenen Gründen enden. Die Angebotsankunftsrate für Beschäftigte kann hingegen nicht direkt beobachtet werden. Beobachtet wird vielmehr die Rate mit der Jobwechsel stattfinden. Diese ergibt sich als Produkt aus Angebotsankunftsrate und Akzeptanzwahrscheinlichkeit. Bedingt auf die Lohnverteilung ist die Jobwechselrate proportional zur Angebotsankunftsrate, so dass in Abwesenheit von exogenen Verschiebungen der Lohnverteilung für die Jobwechselrate die gleiche Argumentation gilt, wie für die Angebotsankunftsrate. Es bleibt festzuhalten, dass die Kausalität aus Sicht der Suchtheorie von den Raten zur Lohnverteilung geht.¹⁴

Schwieriger ist es hingegen eine Aussage über den Zusammenhang zwischen der Lohndispersion und der Übergangsrate von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung abzuleiten. Unterstellt man, dass die Lohnuntergrenze nicht durch den (gemeinsamen) Reservationslohn der Arbeitslosen bestimmt wird, sondern durch einen tariflichen Mindestlohn, so wirkt sich eine geringe Übergangsrate von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung nicht auf die Varianz der Löhne aus. Die gleichgewichtige Arbeitslosigkeit steigt zwar ceteris paribus aufgrund der gesunkenen Austrittsrate aus Arbeitslosigkeit nicht aber die Zuflüsse für Niedriglohnfirmen; die Lohnverteilung bleibt unberührt. Stellt der Reservationslohn die Untergrenze der Löhne dar, ist die Analyse komplizierter, da sich eine Senkung der Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit negativ auf den Reservationslohn auswirkt. Die Berücksichtigung von tariflicher Mindestlohnsetzung ist aber gerade in Deutschland wichtig,¹⁵ so dass dieses hier ebenfalls unterstellt wird. Die Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit hat dann keinen Einfluss auf die Lohnverteilung.

Was passiert umgekehrt, wenn sich die Lohndispersion exogen erhöht? Im Suchmodell kann dies nur entweder über die Produktivität geschehen, oder über den tariflichen Mindest- bzw. den Reservationslohn. Eine Erhöhung der Produktivität der Mitglieder dieser Zelle führt zu einer Erhöhung der Lohndispersion der Lohnangebotsverteilung. Dies führt dazu, dass Arbeitnehmer häufiger den Job wechseln, da die erhaltenen

¹³Zu Lohndispersion, Arbeitslosigkeit und Heterogenitäten in neuen suchtheoretischen Ansätzen vgl. auch Garloff (2003).

¹⁴Dies beruht allerdings darauf, dass bisherige Theorieansätze zumeist ausschließen, dass die als exogen unterstellten Raten selbst simultan mit der Lohnverteilung bestimmt werden.

¹⁵So gelten in Deutschland für mehr als 90% der Beschäftigten direkt oder indirekt Tarifverträge. (vgl. Franz (2003), S. 239)

Lohnangebote im Durchschnitt höher sind und damit häufiger akzeptiert werden. Unter dieser Interpretation erwarten wir einen positiven Effekt der Lohndispersion auf die Jobwechsellerrate, während die anderen Raten davon unberührt bleiben. Allerdings ist das eine dynamische Anpassung, die nur solange andauert, bis sich die Verteilung der gezahlten Löhne ihrer neuen gleichgewichtigen Form angepasst hat. Im stationären Gleichgewicht erwarten wir keinen Effekt der Höhe der Lohndispersion auf die Jobwechsellerrate.

Die zellenspezifische, gleichgewichtige Arbeitslosigkeit bestimmt sich über die Gleichheit von Eintritten und Austritten, die ihrerseits von der Jobzerstörungsrate und der Angebotsankunftsrate für Arbeitslose abhängen. Da mit steigender Jobzerstörungsrate sowohl die gleichgewichtige Arbeitslosigkeit, als auch die Lohndispersion steigt, prognostiziert die Suchtheorie in der hier skizzierten Version einen positiven Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Lohndispersion, den wir wie folgt zusammenfassen.

Friktionshypothese: Ist die Angebotsankunftsrate für Beschäftigte hoch und die Jobzerstörungsrate gering, so ist die Lohndispersion gering. Die Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit berührt die Lohndispersion nicht. Eine exogene Erhöhung der Lohndispersion ihrerseits wirkt sich nicht auf die Übergangsraten aus; lediglich die Jobwechsellerrate kann von einer Erhöhung der Lohndispersion betroffen sein. Es gibt einen positiven Zusammenhang zwischen der Lohndispersion und der Arbeitslosigkeit.

3.3 Übergangsraten und Lohndispersion: Deskriptive Ergebnisse

Die empirische Umsetzung auf Basis der IABS für vollzeit erwerbstätige Männer in Westdeutschland verwendet die gleiche Definition der Qualifikations- und Altersgruppen (Zellen) wie in Abschnitt 2, siehe auch Datenanhang. Aufgrund von Datenproblemen beschränkt sich die Analyse hier auf den Zeitraum von 1980 bis 1996. In jeder Zelle kann für jeden Beschäftigten mindestens ein Lohn beobachtet werden. Wir verwenden hier im Gegensatz zu Abschnitt 2 nur die Stichtagsinformation zum 1. Januar des jeweiligen Jahres, da wir den Zusammenhang zwischen jährlichen Übergangsraten – jeweils zum 1.1. eines Jahres – mit der Lohnverteilung zum gleichen Stichtag untersuchen.

Die zellenspezifischen Übergänge werden derart berechnet, dass für alle Individuen, die am 1.1. eines Jahres beschäftigt sind, die Rate berechnet wird, dass sie am 1.1. des Folgejahres entweder Leistungsempfänger, aus dem Datensatz ausgeschieden oder beim gleichen Arbeitgeber bzw. bei einem anderen Arbeitgeber beschäftigt sind; vorausgesetzt, sie bleiben Mitglieder der selben Qualifikations- und Altersgruppe. Ebenso wird für Arbeitnehmer, die zum 1.1. eines Jahres Leistungsempfänger oder ausserhalb des Datensatzes sind, die jeweilige Rate berechnet, dass sie zum 1.1. des Folgejahres wieder beschäftigt sind.

Als Maß für die Lohndispersion nehmen wir den Quantilsabstand der logarithmierten

Löhne, der sich trotz der Zensierung an der Beitragsbemessungsgrenze (siehe Datenanhang) im Gegensatz zur Varianz ohne weitere Verteilungsannahmen konsistent schätzen lässt, solange das obere Quantil nicht zensiert ist. Wir verwenden sowohl den Abstand zwischen dem 80%- und dem 20%-Quantil (im Folgenden Lohnabstand genannt) und den Quartilsabstand zwischen dem 75%- und dem 25%-Quantil (letzterer, um die Sensitivität der Ergebnisse zu überprüfen).

Tabelle 3: Übergangsraten in % nach Qualifikationsgruppe

Übergangsraten in %	BBA	BAL	ALB
Ohne Berufsausbildung	4,190	4,265	15,037
Mit Berufsausbildung	7,091	2,946	25,492
Mit Hochschulabschluss	9,182	1,889	31,182

BBA: jährliche Rate eines Arbeitgeberwechsels in %; BAL: jährliche Rate eines Überganges von Beschäftigung zu Leistungsempfang in %; ALB: jährliche Rate eines Überganges von Leistungsempfang zu Beschäftigung in %

Tabelle 3 zeigt, dass ein höheres Qualifikationsniveau mit häufigeren Jobwechseln (BBA) einhergeht.¹⁶ Aus Sicht der Suchtheorie sind höhere Wechselraten mit höheren Angebotsankunftsrate oder mit einer schlechteren Stellung in der Lohnverteilung vor dem Wechsel zu erklären. Allerdings haben besser ausgebildete Arbeitnehmer in der Regel eine bessere Stellung in der Lohnverteilung, so dass die Angebotsraten höher sein dürften. Abgänge in Leistungsempfang (BAL) sind je seltener, je höher die Qualifikationsgruppe ist, der ein Individuum angehört, während Abgänge aus Leistungsempfang in Beschäftigung (ALB) umso häufiger erfolgen, je höher die Qualifikationsgruppe ist.

Tabelle 4: Übergangsraten in % nach Altersgruppen

Übergangsraten in %	BBA	BAL	ALB
25-29 Jahre	10,380	4,594	30,085
30-34 Jahre	8,783	3,478	31,792
35-39 Jahre	7,127	2,815	25,471
40-44 Jahre	5,710	2,421	20,579
45-49 Jahre	4,842	2,248	18,624
50-54 Jahre	4,086	2,646	16,871

BBA/BAL/ALB: Abkürzungen siehe Tabelle 3.

Aus Tabelle 4 ist ersichtlich, dass ältere Arbeitnehmer seltener als jüngere Arbeitnehmer den Job wechseln. Dies ist einerseits konsistent mit der Suchtheorie, die vorhersagt, dass sich Arbeitnehmer im Laufe ihrer Karriere in besser bezahlte Jobs selektieren und in diesen verweilen.¹⁷ Andererseits lässt sich diese Beobachtung auch mit der Heteroge-

¹⁶Fitzenberger und Garloff (2003) zeigen, dass Jobwechsel mit teilweise beträchtlichen Lohngewinnen einhergehen.

¹⁷Die empirische Tatsache, dass jüngere Arbeitnehmer häufiger den Arbeitsplatz wechseln, wird auch als "job shopping" diskutiert. (vgl. Franz (2003), S.217 und die dort zitierte Literatur)

nitätshypothese in Übereinstimmung bringen, falls Arbeitnehmer spezifisches Humankapital erwerben (vgl. Topel (1991)). Sowohl die Eintrittsrate in Arbeitslosigkeit, als auch die Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit sinken (fast) kontinuierlich mit dem Alter.

Tabelle 5: Lohnabstand nach Alter und Qualifikationsgruppe

Lohnabstand in Logarithmen	25-29 J.	30-34 J.	35-39 J.	40-44 J.	45-49 J.	50-54 J.
Ohne Berufsausbildung	0,382	0,375	0,362	0,341	0,334	0,333
Mit Berufsausbildung	0,352	0,396	0,435	0,472	0,506	0,502
Mit Hochschulabschluss	0,369	0,502	0,378	0,294	0,155	0,114

Lohnabstand: Differenz 80%-Quantil minus 20%-Quantil.

Tabelle 5 zeigt, dass die Lohndispersion mit zunehmendem Alter für Beschäftigte mit Berufsausbildung ansteigt und für Beschäftigte ohne Berufsausbildung etwas zurückgeht. Auf den ersten Blick mag es erstaunlich anmuten, dass gemäß Tabelle 5 die Lohndispersion nicht durchgängig mit dem Qualifikationsniveau ansteigt. Allerdings sind die meisten Zellen bei den Hochschulabsolventen durch die Zensierung an der Beitragsbemessungsgrenze betroffen. Die Ergebnisse legen dennoch nahe (die Zensierung nimmt mit dem Alter zu), dass die Lohndispersion bei jungen Hochschulabsolventen (vor allem 30–34jährige) höher als bei den anderen Qualifikationsgruppen ist und dass die Lohndispersion für beiden Gruppen mit höherer Qualifikation mit dem Alter zunimmt. Letzteres ist aufgrund der Zensierungsproblematik für die Hochschulabsolventen nicht beobachtbar. Diese Interpretation unter Berücksichtigung der Zensierungsproblematik steht im Widerspruch mit der aus der Suchtheorie ableitbaren Hypothese, dass sich Arbeitnehmer im Zeitablauf in höher bezahlte Jobs sortieren und damit die Lohndispersion zurückgeht, da niedrig bezahlte Jobs tendenziell nicht mehr besetzt sind. Diese Hypothese bestätigt sich nur für Beschäftigte ohne Berufsausbildung. Aus Sicht der Heterogenitätshypothese lässt sich der Anstieg des Lohnabstandes mit dem Alter eventuell mit Unterschieden in der Akkumulation von spezifischem Humankapital erklären. Angesichts der Zensierungsproblematik und der Endogenität des Zusammenhangs zwischen Beschäftigung und Lohndispersion sollten die deskriptiven Ergebnisse hier jedoch nicht überinterpretiert werden.

3.4 Übergangsraten und Lohndispersion: Fixed-Effects-Schätzungen

Im Folgenden werden Fixed-Effects-Schätzungen des bivariaten Zusammenhang zwischen der Lohndispersion und den Übergangsraten in einer Zelle durchgeführt. Hierbei haben wir aufgrund des hohen Anteils von Zellen, bei denen der Lohnabstand zensiert ist, Hochschulabsolventen aus der Analyse ausgeschlossen.¹⁸ Die Fixed-Effects-

¹⁸Die Ergebnisse unterschieden sich allerdings nur unwesentlich, falls man die Hochschulabsolventen in der Analyse mit berücksichtigt. Die Vorzeichen bleiben allesamt erhalten und die Signifikanz in der Regel auch.

Schätzungen tragen den permanenten Unterschieden zwischen den Zellen Rechnung und mildern damit das Simultanitätsproblem ab.

Im Hinblick auf die Heterogenitätshypothese schätzen wir folgenden linearen Zusammenhang zwischen Lohndispersion und Übergangsraten:

$$(18) \quad r_{it} = \alpha + ld_{it}\beta + c_i + u_{it}$$

für $i = 1, \dots, 18$ und $t = 1980, \dots, 1996$, wobei ld_{it} das Lohndispersionsmaß, r_{it} Übergangsrate(n), α das Absolutglied, c_i die unbeobachtete Heterogenität und u_{it} den un-systematischen Fehlerterm darstellen.¹⁹

Als Schätzmodell aus Sicht der Friktionshypothese spezifizieren wir:

$$(19) \quad ld_{it} = \alpha + r_{i,t-1}\beta + c_i + u_{it} .$$

Wir verwenden die sich aus der Datenstruktur ergebenden Verzögerungen, um das potenzielle Simultanitätsproblem zu entschärfen. Daher werden jeweils zeitlich verzögerte Werte als Regressoren verwendet.²⁰

Wir untersuchen zunächst die Heterogenitätshypothese. Die Ergebnisse der Fixed-Effects-Regressionen der Übergangsraten auf den Lohnabstand finden sich in Tabelle 6. Für den Übergang von Beschäftigung in Nichtbeschäftigung (BNOB)²¹ findet sich ein signifikant positiver Koeffizient. Dies widerspricht der Heterogenitätshypothese. Je höher der Lohnabstand ist, desto höher ist die Übergangsrate von Beschäftigung in Nichtbeschäftigung. Dasselbe Ergebnis erhalten wir auch, wenn wir den Übergang von Beschäftigung in Leistungsempfang und temporäre Abwesenheit aus dem Datensatz (BAO) oder nur den Übergang von Beschäftigung in Leistungsempfang (BAL) betrachten. Letzterer ist allerdings insignifikant.

Im Hinblick auf den Zusammenhang zwischen Abgangsraten aus Leistungsempfang in Beschäftigung (ALB) und dem Lohnabstand ergeben die Schätzungen in Tabelle 6

¹⁹Ein Simultanitätsproblem besteht, weil jeder beobachtete Übergang eine unmittelbare Auswirkung auf die Lohnverteilung hat und weil die Suchtheorie einen Effekt der Übergangsraten auf die Lohnverteilung vorhersagt. Dem Simultanitätsproblem soll in weiteren Analysen durch eine dynamische Spezifikation explizit Rechnung getragen werden. Das Problem wird hier dadurch abgemildert, dass die Verteilung eine Querschnittsinformation zum 1.1. des jeweiligen Jahres ist, während die Raten sich auf den Verlauf des Jahres beziehen, so dass keine unmittelbare Rückwirkung der Übergänge auf die Lohnverteilung stattfindet.

²⁰Aus Sicht der Suchtheorie sind die kontemporären Raten zu verwenden. Leider sind aber im Datensatz die Häufigkeit eines Angebotes und die Akzeptanzwahrscheinlichkeit ohne zusätzliche Annahmen nicht getrennt zu identifizieren. Daher – und aus Sicht der Heterogenitätshypothese – besteht ein Simultanitätsproblem, dass durch die Verwendung einer verzögerten exogenen Variablen umgangen werden kann.

²¹Dies umfasst den Übergang in Leistungsempfang und das temporäre sowie das dauerhafte Ausscheiden aus dem Datensatz.

Tabelle 6: Regressionen der Übergangsraten auf den (verzögerten) Lohnabstand

geschätzter Koeffizient β (Standardfehler)	Lohnabstand
BNOB	6,415* (3,204)
BAL	5,175 (2,772)
BAO	6,673* (3,096)
ALB	-19,446* (8,441)
AOB	-9,673 (7,813)
NOBB	52,2435* (15,460)
BBA	7,915* (2,707)
\tilde{u}	8,422* (3,357)
u	4,953 (2,774)

* gibt an, dass der Koeffizient auf dem 5%-Niveau signifikant ist. Standardfehler sind hinsichtlich Heteroskedastie und Autokorrelation robust. Weitere Erläuterungen im Text.

einen signifikant negativen Koeffizienten. Auch dies widerspricht der Heterogenitätshypothese. Je höher die Lohn dispersion, gemessen durch den Lohnabstand, desto geringer ist die Übergangsrate von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung. Das gleiche Vorzeichen (allerdings insignifikant) erhält man auch, wenn man den Übergang aus temporärer Nichtbeschäftigung (temporäre Abwesenheit aus dem Datensatz oder Leistungsempfang) in Beschäftigung betrachtet (AOB). Betrachtet man jedoch die Abgangsraten aus Nichtbeschäftigung (dieser Zustand fasst Leistungsbezug und nicht im Datensatz zusammen) in Beschäftigung (NOBB) ergibt sich ein signifikant positiver Effekt, d.h. Eintritte in Beschäftigung sind hoch, wenn der verzögerte Lohnabstand hoch ist. Dieser Effekt ist als einziger konsistent mit der Heterogenitätshypothese.

Für Jobwechsel (BBA) hatten wir aus Sicht der Heterogenitätshypothese erwartet, dass sie nicht von der Lohnverteilung beeinflusst werden, da diese lediglich die (eventuell gestauchte) Verteilung der Grenzproduktivitäten der Arbeitnehmer widerspiegelt. Auch diese Vorhersage wird in Tabelle 6 nicht bestätigt. Ganz im Gegenteil findet sich ein signifikant positiver Koeffizient.

Weiterhin haben wir den Zusammenhang zwischen dem Lohnabstand und dem Niveau der Arbeitslosigkeit direkt geschätzt, wobei \tilde{u} der Anteil der Leistungsempfänger zuzüglich des Anteils derjenigen, die temporär nicht im Datensatz enthalten sind, darstellt während u lediglich der Anteil der Leistungsempfänger an der gesamten Zellbe-

setzung ist. Der Lohnabstand wurde in der Regression mit einer Verzögerung gemessen, um Simultanität zu verhindern. Die Daten zeigen einen (teilweise) signifikant positiven Zusammenhang zwischen Lohnabstand und Arbeitslosigkeit. Je höher der Lohnabstand desto höher ist die Arbeitslosigkeit. Auch dies widerspricht der Heterogenitätshypothese.

Schließlich hatten wir aus Sicht der Heterogenitätshypothese vorhergesagt, dass sich die Raten ihrerseits nicht auf die Lohndispersion auswirken. Unten wird im Kontext der Ergebnisse zur Friktionshypothese gezeigt, dass diese Vorhersage zumindest teilweise falsch ist.

Im Folgenden werden die Vorhersagen der Friktionshypothese überprüft. Hierzu wird der Lohnabstand auf die entsprechenden Übergangsraten des Vorjahres regressiert. Die Ergebnisse sind in Tabelle 7 zusammengefasst.

Regressiert man den Lohnabstand auf die Übergänge aus Beschäftigung in Leistungsempfang (BAL), so findet man den von der Friktionshypothese prognostizierten positiven Zusammenhang, der allerdings nicht signifikant ist. Die Richtung des Einflusses ergibt sich gemäß der Friktionshypothese, da höhere Jobzerstörungsraten ceteris paribus mit einer höheren Marktfriktion gleichgesetzt werden können, die zu einer höheren Monopsonmacht für die Arbeitsnachfrager führen. Das positive Vorzeichen (ebenfalls nicht signifikant) bleibt erhalten, wenn man zusätzlich die Übergänge in temporäre Abwesenheit aus dem Datensatz (BAO) und den Abgang in permanente Abwesenheit aus dem Datensatz (BNOB) berücksichtigt.

Die zweite entscheidende Determinante der Lohndispersion ist aus Sicht der Suchtheorie die Jobwechsellerrate. Je höher die Jobwechsellerrate ist, desto geringer ist die Monopsonmacht der Firmen und der Lohnabstand. Die Regressionsergebnisse zeigen jedoch, dass es einen signifikant positiven Einfluss der Jobwechsellerrate (BBA) auf den Lohnabstand gibt. Dies widerspricht der Friktionshypothese.

Für die verzögerten Abgangsraten aus Leistungsempfang in Beschäftigung (ALB) und aus temporärer Nichtbeschäftigung (AOB) ergeben die bivariaten Schätzungen in Tabelle 7 keine signifikanten Koeffizienten. Betrachtet man jedoch die verzögerten Abgangsraten aus Nichtbeschäftigung (NOBB), findet sich in Tabelle 7 ebenfalls wie in Tabelle 6 ein signifikant positiver Zusammenhang. Letzteres schien zunächst eher für die Heterogenitätshypothese als für die Friktionshypothese zu sprechen. Allerdings ist denkbar, dass bei einer hohen Zahl von Einritten von Personen, die zuvor dem Arbeitsmarkt nicht zu Verfügung standen, die Suchfraktionen zunächst zunehmen, was sich in einem höheren Lohnabstand niederschlägt. Der Einfluß der verzögerten Rate ist daher eher konsistent mit der Friktionshypothese.

Berücksichtigt man die Raten BAL und BBA gemeinsam (vorletzte Zeile in Tabelle 7), so bleibt das bisherige Ergebnis für BBA erhalten und das Vorzeichen von BAL dreht sich um, aber der Effekt ist weiter insignifikant. Berücksichtigt man zusätzlich noch die Übergangsrate von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung (letzte Zeile), so wird das

Tabelle 7: Regressionen des Lohnabstandes auf die (verzögerten) Übergangsraten in Periode ($t - 1$)

geschätzter Koeffizient (Standardfehler)	BAL	BAO	BNOB	BBA	ALB	AOB	NOBB
Lohnabstand	0,175 (0,192)	-	-	-	-	-	-
Lohnabstand	-	0,275 (0,159)	-	-	-	-	-
Lohnabstand	-	-	0,175 (0,161)	-	-	-	-
Lohnabstand	-	-	-	1,006* (0,160)	-	-	-
Lohnabstand	-	-	-	-	-0,036 (0,050)	-	-
Lohnabstand	-	-	-	-	-	0,056 (0,047)	-
Lohnabstand	-	-	-	-	-	-	0,248* (0,036)
Lohnabstand	-0,139 (0,251)	-	-	1,066* (0,218)	-	-	-
Lohnabstand	-0,535* (0,256)	-	-	1,273* (0,199)	-0,370* (0,067)	-	-

* gibt an, dass der Koeffizient auf dem 5%-Niveau signifikant ist. Standardfehler sind hinsichtlich Heteroskedastie und Autokorrelation robust. Weitere Erläuterungen im Text.

Tabelle 8: Lohnabstand, Friktionsindikator und Arbeitslosigkeit

geschätzter Koeffizient (Standardfehler)	η	$\tilde{\eta}$	u	\tilde{u}
Lohnabstand	-0,153* (0,037)	-0,208* (0,043)	0,601* (0,124)	0,665* (0,115)

* gibt an, dass der Koeffizient auf dem 5%-Niveau signifikant ist.
Weitere Erläuterungen im Text.

Vorzeichen von BAL sogar signifikant negativ. Aus Sicht der Friktionshypothese dürfte der Übergang von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung keinen Einfluss auf den Lohnabstand haben. Eine höhere Übergangsrate aus Arbeitslosigkeit (ALB) in Beschäftigung reduziert hier jedoch signifikant den Lohnabstand.

Die empirische Literatur zur Suchtheorie (bspw. van den Berg und Ridder (1993)) verwendet gelegentlich den Friktionsindikator $\eta = \frac{\delta}{\delta + \lambda_L}$, wobei δ die Jobzerstörungsrate und λ_L die Angebotsankunftsrate für Beschäftigte bezeichnen. Die Varianz der Lohnverteilung ist eine Funktion dieses Friktionsindikators (vgl. van den Berg und Ridder (1993)). Daher haben wir entsprechend obiger Definitionen von Jobzerstörung zwei Friktionsindikatoren gebildet, wobei einmal für δ die Übergänge in Leistungsempfang (η) und einmal alle Übergänge aus Beschäftigung ($\tilde{\eta}$) verwendet wurden. Da ein Anstieg

des Friktionsindikators als ein Anstieg der Marktfriktion zu interpretieren ist, wäre zu vermuten, dass ein positiver Zusammenhang zwischen dem Friktionsindikator und dem Lohnabstand besteht. Die Ergebnisse zu Überprüfung dieser Hypothese finden sich in Tabelle 8. Der vermutete positive Zusammenhang zwischen dem Friktionsindikator und der Lohndispersion kann empirisch nicht belegt werden. Ganz im Gegensatz dazu ist der Koeffizient beider Friktionsindikatoren sogar signifikant negativ.

Es bleibt noch eine weitere Vorhersage der Friktionshypothese zu testen. Eine hohe Lohndispersion geht mit einer hohen Arbeitslosenquote einher. Diese Vorhersage kann entsprechend der Ergebnisse in Tabelle 8 für beide Spezifikationen (siehe oben) der zellenspezifischen Arbeitslosenquote bestätigt werden. Dieses Ergebnis bleibt auch erhalten, wenn man zusätzlich zur Arbeitslosenquote auch für Übergänge aus Leistungsempfang in Beschäftigung kontrolliert, so dass man argumentieren kann, dass der Effekt tatsächlich – wie von der Suchtheorie prognostiziert – über die Jobzerstörung wirkt. Abschließend ist im Hinblick auf die Friktionshypothese festzuhalten, dass – wie bereits oben diskutiert – die Regression der Arbeitslosenquoten auf den Lohnabstand in Tabelle 6 ebenfalls einen signifikant positiven Zusammenhang ergibt. Die Friktionshypothese lässt einen positiven Effekt der Lohndispersion auf die Jobwechsellerrate zu, der in Tabelle 6 vorlag. Für alle anderen Übergangsraten sollte jedoch aus Sicht der Friktionshypothese kein Zusammenhang bestehen. Letzteres wird jedoch durch die Ergebnisse in Tabelle 6 widerlegt.

3.5 Beurteilung der Evidenz

Bei der Ableitung der Heterogenitätshypothese waren wir davon ausgegangen, dass residuale Lohndifferenzen zellenspezifische Produktivitätsverteilungen reflektieren. Eine durch Tarifverhandlungen bewirkte Kompression der residualen Lohnungleichheit wirkt sich negativ auf die Beschäftigung aus. Die sich daraus ergebenden Implikationen wurden in der empirischen Analyse nahezu allesamt widerlegt. Insbesondere findet sich ein positiver Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und residualer Lohndispersion.

Auf der anderen Seite sind die Ergebnisse für die Friktionshypothese ebenfalls wenig befriedigend. Dort war argumentiert worden, dass Lohndispersion unter homogenen Arbeitnehmern das Ergebnis von Suchfriktionen ist. Sind die zellenspezifischen Suchfriktionen hoch, so haben Firmen in diesem Segment eine hohe Monopsonmacht. Dies führt zu einer hohen Lohndispersion. Das Modell impliziert, dass Übergänge von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit in einem positiven Zusammenhang und Jobwechsel in einem negativen Zusammenhang mit der Lohndispersion stehen. Um mit den positiven Resultaten zu beginnen: Es kann immerhin ein positiver Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und residualer Lohndispersion geschätzt werden. Daher ist es auch nicht erstaunlich, dass auch die Vorhersage für die Jobzerstörungsrate von der Richtung her bestätigt wird. Allerdings ist dieser Zusammenhang nicht signifikant. Im Gegensatz dazu ist der Einfluss der Jobwechsellerrate in allen Spezifikationen signifikant positiv.

Auch widersprach das Ergebnis, dass Übergänge von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung einen (nicht immer) signifikanten Einfluss auf die Lohndispersion haben der Friktionshypothese.

Es ist allerdings zu beachten, dass wir den Effekt der Übergangsraten geschätzt haben und nicht den Effekt, der aus Sicht der Suchtheorie zu schätzen ist, nämlich den der Angebotsraten. Die Übergangsraten von Job zu Job oder von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung lassen sich als Produkt von Angebotsankunftsrate und Akzeptanzwahrscheinlichkeit darstellen. Die Angebotsraten sind allerdings nur durch Annahmen innerhalb eines strukturellen Modells zu identifizieren, da abgelehnte Angebote in der Regel nicht beobachtet werden können (für ein strukturelles Modell vgl. bspw. van den Berg und Ridder (1998)). Unsere Vorgehensweise lässt sich aber damit rechtfertigen, dass sich die Akzeptanzwahrscheinlichkeit für Job zu Job Wechsel nur dann ändert, falls sich die Lohnverteilung ändert. Der Koeffizient in der Regression der Lohndispersion auf die verzögerten Übergangsraten spiegelt entweder einen Effekt einer früheren Veränderung der Lohnverteilung auf die heutige Lohnverteilung wieder oder den Effekt der veränderten Angebotsraten. Auf jeden Fall geht mit einer Erhöhung der Angebotsankunftsrate *ceteris paribus* eine Erhöhung der Übergangsrate einher.

Letztendlich bleibt trotz Vorbehalten festzuhalten, dass die Friktionshypothese von den Daten her etwas überzeugender ist als die Heterogenitätshypothese. Wir schließen daraus, dass Suchfriktionen zur Erklärung der residualen Lohndispersion mehr beitragen können, als die Heterogenitätshypothese, dass aber der Zusammenhang zwischen der residualen Lohndispersion und der Beschäftigung durch einfache Varianten der beiden Theorien nicht überzeugend erklärt wird.

4 Schlussfolgerungen

Diese Arbeit untersucht empirisch den Zusammenhang zwischen der Beschäftigung und den beiden Dimensionen der Lohnstruktur, den Lohnunterschieden zwischen und innerhalb von Arbeitnehmergruppen. Die Analyse basiert auf der IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975 bis 1997 und beschränkt sich auf vollzeit erwerbstätige, männliche Arbeitnehmer im Alter zwischen 25 und 55 Jahren. Es erfolgt eine Gruppierung der Arbeitnehmer nach Qualifikation und Alter in Zellen.

Auf Basis der Studie Fitzenberger und Kohn (2003) erfolgt in Abschnitt 2 der Arbeit die Schätzung von Substitutionsparametern einer zweistufigen CES-Produktionsfunktion, in die drei Qualifikationsgruppen als CES-Subaggregate eingehen. Innerhalb der Qualifikationsgruppen werden Beschäftigte unterschiedlicher Alterskategorien somit nicht als perfekte Substitute unterstellt. Die geschätzten Substitutionselastizitäten sind im Vergleich zur Literatur sehr hoch. Auf den geschätzten Modellparametern basierend wird ein Simulationsexperiment durchgeführt, im Rahmen dessen die Änderungen der qualifikatorischen Lohnrelationen berechnet werden, die für eine Halbierung der quali-

fikationsspezifischen Arbeitslosenquoten im Jahre 1997 notwendig gewesen wären. Die notwendige Lohnreduktion liegt nominal zwischen 9% und 10,6% und fällt umso höher aus, je geringer die Qualifikation der Arbeitnehmergruppe ist. Daher ist relativ zu einer Situation mit halbierten qualifikationsspezifischen Arbeitslosenquoten eine Kompression der Lohndifferenziale zwischen den Qualifikationsgruppen und ein zu hohes reales Lohnniveau zu konstatieren. Kritisch ist an diesem Teil der Arbeit anzumerken, dass die Schätzungen der Endogenität der Faktoreinsatzmengen bisher nicht Rechnung tragen.

Abschnitt 3 der Arbeit untersucht den Zusammenhang zwischen residualer Lohnungleichheit und Beschäftigungsdynamik in Anlehnung an die Analyse in Fitzenberger und Garloff (2003). Einerseits, in Verlängerung der Argumentation aus Abschnitt 2, können Lohnunterschiede dadurch bedingt sein, dass Arbeitnehmer auch innerhalb von Qualifikations- und Altersgruppen unterschiedliche Produktivitäten aufweisen (Heterogenitätshypothese). Andererseits kann unvollständige Information für das Vorliegen unterschiedlicher Löhne verantwortlich gemacht werden (Friktionshypothese). Die empirischen Ergebnisse sind weder für die Heterogenitätshypothese noch für die Friktionshypothese überzeugend. Angesichts des robusten Ergebnisses einer signifikant positiven Korrelation zwischen dem Niveau der Arbeitslosenquote und der residualen Lohnungleichheit erscheint die Friktionshypothese von den Daten her etwas überzeugender als die Heterogenitätshypothese. Wir schließen daraus, dass Suchfriktionen zur Erklärung der residualen Lohndispersion mehr beitragen können als die Heterogenitätshypothese, dass aber der Zusammenhang zwischen der residualen Lohndispersion und der Beschäftigung durch einfache Varianten der beiden Theorien nicht überzeugend erklärt wird.

Die beiden Teile der Arbeit kommen hinsichtlich des Zusammenhangs zwischen Lohndispersion und Arbeitslosigkeit zu unterschiedlichen Ergebnissen. In der Literatur existiert bisher kein theoretisch fundierter und empirisch umsetzbarer Analyserahmen, der es erlaubt, gemeinsam den Zusammenhang zwischen Beschäftigung und beiden Dimensionen der Lohndispersion zu untersuchen. Daher ist es uns nicht möglich, Ursachen für die Unterschiede in den Ergebnissen zu diskutieren. Hinsichtlich beider Teile der Arbeit und insbesondere hinsichtlich deren Zusammenführung besteht weiter großer Forschungsbedarf.

Anhang: Daten

Für die empirische Studie greifen wir auf die IAB Beschäftigtenstichprobe (IABS) 1975–1997 zurück; eine ausführliche Beschreibung dieser findet sich in Bender, Hitzendegen, Rohwer und Rudolph (1996). Die ausgewählten Daten beinhalten zunächst Beobachtungen für Vollzeitbeschäftigte in Westdeutschland ohne Mehrfachbeschäftigungsverhältnisse.

Um Selektionsprobleme zu umgehen, beschränken wir uns auf die Untersuchung von

Beschäftigten im Alter zwischen 25 und 55 Jahren. Da die IABS keine Information über geleistete Arbeitsstunden enthält, fasst unser Beschäftigungsmaß alle Beschäftigungsmeldungen zusammen, wobei jede Beobachtung mit ihrer gemessenen Beschäftigungsdauer gewichtet wird. Dieses Verfahren nimmt implizit an, dass sich weder die Anzahl der monatlichen Arbeitsstunden im Zeitverlauf ändert noch dass sie sich zwischen den Beschäftigten unterscheidet, wodurch die Konzentration auf Vollzeitbeschäftigte gerechtfertigt wird.

In Bezug auf die Entgeltdaten finden Steiner und Wagner (1997) einen Strukturbruch zwischen 1983 und 1984. Um diesen nicht fälschlicher Weise als zunehmende Lohnungleichheit zwischen den Qualifikationsgruppen zu interpretieren, korrigieren wir die Daten analog zu Fitzenberger (1999).

Wir teilen die Beobachtungen in drei Qualifikationsgruppen entsprechend des individuellen Ausbildungsgrades ein. Die Gruppe der gering Qualifizierten besteht aus den Beschäftigten ohne Berufsausbildung. Diejenigen mit abgeschlossener Berufsausbildung werden als mittel qualifiziert bezeichnet, Personen mit Hochschulabschluss als hoch qualifiziert. Um Fehlkodierungen der Bildungsvariable entgegen zu wirken, nehmen wir bei der Konstruktion der Qualifikationsgruppen an, dass ein Individuum einen erreichten Berufsabschluss im späteren Arbeitsleben nicht wieder verliert.

Details zu Abschnitt 2:

Die Vorstufe schätzt die Lohndifferenziale unter Berücksichtigung der an der Beitragsbemessungsgrenze der Sozialversicherung zensierten Lohnbeobachtungen mittels Tobit-Regressionen. Die Beobachtungen werden dabei mit ihrer jeweiligen Beschäftigungsdauer gewichtet. Gleichung (1) enthält als Kontrollvariablen zunächst Dummies für Ausländer und Frauen und erlaubt eine mögliche Interaktion zwischen diesen und den Qualifikationsvariablen. Ein linearer Altersterm erfasst die Variation innerhalb der Altersklassen. Die Interaktionsterme zwischen dem Geschlechts- und den Qualifikationsdummies sind in fast allen Zellen signifikant. Demgemäß beschränkt sich die weitere Untersuchung auf Männer.

Bei den weiteren Schritten werden alle Schätzgleichungen, welche die Lohndifferenziale $r_{s,at}$ erklären, mit der Inversen der Stichprobenvarianz von $r_{s,at}$, die auf der Vorstufe geschätzt wurde, gewichtet. Die Modellgleichungen, die ohne Konstante geschätzt werden, enthalten Dummies für alle Altersklassen und Zeitdummies für 1976–1997. Bei der Schätzung mit einer Konstanten wählen wir die Altersklasse der 25–29jährigen als Basis.

Um Beschäftigungsgewichte für das Verarbeitende und das Nichtverarbeitende Gewerbe abzuleiten, weisen wir analog zu Fitzenberger (1999) die IABS-Sektoren entsprechend ihrer Kodierung den beiden Kategorien zu. Unter Benutzung der Gewichte für 1997 (0,4412 für das Verarbeitende und 0,4746 für das Nichtverarbeitende Gewerbe) errechnen wir die Preiselastizität der Nachfrage η als gewichteten Durchschnitt der von Fitzenberger und Franz (2001) geschätzten Elastizitäten $\eta_{man} = -0,7994$ und

$\eta_{non-man} = -0,1762$. Für die Simulation nehmen wir an, dass diese Schätzwerte unabhängig normalverteilt sind.

Details zu Abschnitt 3:

Bei den Schätzungen zur residualen Lohnungleichheit wurde die gleiche Bildungskorrektur vorgenommen wie bei den CES-Schätzungen. Allerdings wurden in der empirischen Analyse nur die Jahre 1980 bis 1996 verwendet, da ein berechtigter Verdacht besteht, dass Übergangsraten für die Jahre 1975–1979 teilweise nicht konsistent geschätzt werden können. Zensierte Löhne wurden ebenfalls auf Basis von Tobit-Schätzungen prognostiziert. Der Strukturbruch 1983/1984 wurde bei allen Schätzungen mit Hilfe einer Dummy-Variablen berücksichtigt. Bei der Berechnung des Quantilsabstandes wurden die Löhne logarithmiert. Die Fixed-Effects-Schätzungen schließen Hochschulabsolventen aus der Analyse aus, da über 80% der Lohnabstände in diesen Zellen zensiert sind.

Die verwendeten Lohninformationen beruhen jeweils auf einer Querschnittsbetrachtung zum 1. Januar des jeweiligen Jahres. Alle vollzeitbeschäftigten Männer zwischen 25 und 55 Jahren, die keine Mehrfachbeschäftigung haben und zum 1. Januar des entsprechenden Jahres beschäftigt sind, bilden die Grundlage der beobachteten Lohnverteilung. Diese beschäftigten Männer wiederum bilden zusammen mit denjenigen, die zum 1. Januar des Jahres Leistungsempfänger und denjenigen, die zum 1. Januar des Jahres nicht im Datensatz enthalten sind, die Grundlage für die Berechnung der Übergangsraten. Es ist zu beachten, dass die Raten auf die Tatsache bedingt werden, dass die Individuen auch im Folgejahr Mitglieder dieser Zelle sind. So werden Zellwechsler aus der Analyse ausgeschlossen.

Weiterhin ist festzuhalten, dass bei der Berechnung der zellspezifischen Arbeitslosenquoten leider nur Näherungswerte ermittelt werden können. Die korrekte zellspezifische Arbeitslosigkeit kann aus diesem Datensatz nicht ermittelt werden. Die Arbeitslosigkeit verbirgt sich im Datensatz hinter mehreren Kategorien. Zum Einen gibt es Individuen, die beim Arbeitsamt arbeitslos gemeldet sind und Leistungen erhalten (Leistungsempfänger). Andere Individuen, die ebenfalls arbeitslos gemeldet sind, sind nicht leistungsempfangsberechtigt und sind teilweise in der Kategorie “Temporäre Abwesenheit aus dem Datensatz” enthalten. In dieser Gruppe befinden sich allerdings auch andere Individuen, wie beispielsweise Mütter in Mutterschutz. Schließlich sind im Datensatz nur solche Individuen enthalten, die in ihrer Erwerbslaufbahn mindestens einmal sozialversicherungspflichtig beschäftigt sind. Daher haben wir bei Untersuchungen, die direkt ein Arbeitslosigkeitsmaß verwenden, auf unterschiedliche Definitionen zurückgegriffen, um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen.

Literatur

ABOWD, J. M., F. KRAMARZ UND D. N. MARGOLIS (1999): “High Wage Workers and High Wage Firms,” *Econometrica*, 67(2), 251–333.

- ACEMOGLU, D. (2002): "Technical Change, Inequality, and the Labor Market," *Journal of Economic Literature*, 40, 7–72.
- BEISSINGER, T. UND J. MÖLLER (1998): "Wage Inequality and Employment Performance: A Microdata Analysis of Different Age-Education Groups for Germany," Discussion Paper 307, University of Regensburg.
- BENDER, S., J. HILZENDEGEN, G. ROHWER UND H. RUDOLPH (1996): *Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975–1990*, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 197. Nürnberg, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- BONTEMPS, C., J.-M. ROBIN UND G. J. VAN DEN BERG (2000): "Equilibrium Search with Continuous Productivity Dispersion: Theory and Nonparametric Estimation," *International Economic Review*, 41(2), 305–358.
- BURDETT, K. UND D. T. MORTENSEN (1998): "Wage Differentials, Employer Size, and Unemployment," *International Economic Review*, 39(2), 257–273.
- CARD, D., F. KRAMARZ UND T. LEMIEUX (1999): "Changes in the Relative Structure of Wages and Employment: A Comparison of the United States, Canada, and France," *Canadian Journal of Economics*, 32, 843–877.
- CARD, D. UND T. LEMIEUX (2001): "Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis," *The Quarterly Journal of Economics*, 116, 705–746.
- CHUNG, J. W. (1994): *Utility and Production Functions*. Blackwell Publishers, Oxford, Cambridge Ma.
- DIAMOND, P. A. (1971): "A Model of Price Adjustment," *Journal of Economic Theory*, 3, 156–168.
- FALK, M. UND B. KOEBEL (2002): "Outsourcing, Imports, and Labour Demand," *Scandinavian Journal of Economics*, 104(4), 567–586.
- FITZENBERGER, B. (1998): "Koreferat zu J.-St. Pischke," in *Verteilungsprobleme der Gegenwart – Diagnose und Therapie*, hrsg. von B. Gahlen, H. Hesse und H. J. Ramser, S. 123–126. Mohr Siebeck, Wirtschaftswissenschaftliches Seminar Ottobeuren 27.
- (1999): *Wages and Employment Across Skill Groups: An Analysis for West Germany*. Physica-Verlag, Heidelberg.
- FITZENBERGER, B. UND W. FRANZ (2001): "Jobs. Jobs? Jobs! Orientierungshilfen für den Weg zu mehr Beschäftigung," in *Wirtschaftspolitische Herausforderungen an der Jahrhundertwende*, hrsg. von W. Franz, H. Hesse, H. J. Ramser und M. Stadler, S. 3–43. Mohr Siebeck, Wirtschaftswissenschaftliches Seminar Ottobeuren 30.

- FITZENBERGER, B. UND A. GARLOFF (2003): “Labour Market Transitions and Wages: An Empirical Analysis,” unveröffentlichtes Manuskript, Universität Mannheim und ZEW.
- FITZENBERGER, B., R. HUJER, T. E. MACURDY UND R. SCHNABEL (2001): “Testing for Uniform Wage Trends in West-Germany: A Cohort Analysis Using Quantile Regressions for Censored Data,” *Empirical Economics*, 26, 41–86.
- FITZENBERGER, B. UND K. KOHN (2003): “Skill Wage Premia, Employment, and Cohort Effects: A Model of German Labor Demand,” unveröffentlichtes Manuskript, Universität Mannheim.
- FRANZ, W. (2003): *Arbeitsmarktökonomik*. Springer, Berlin, Heidelberg, New York, 5. Auflage.
- GARLOFF, A. (2003): “Lohndispersion und Arbeitslosigkeit. Neuere Ansätze in der Suchtheorie,” Discussion paper, No. 03-60, ZEW: Mannheim.
- HAMERMESH, D. S. (1993): *Labor Demand*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- KATZ, L. F. UND D. H. AUTOR (1999): “Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality,” in *Handbook of Labor Economics*, hrsg. von O. Ashenfelter und D. Card, Bd. 3, Kap. 26, S. 1463–1555. Elsevier Science.
- KATZ, L. F. UND K. M. MURPHY (1992): “Changes in Relative Wages, 1963–1987: Supply and Demand Factors,” *Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 35–78.
- KOEBEL, B. (2003): “Searching for Functional Structure in Multi-Output Multi-Skill Technologies,” Diskussionsbeitrag, Otto-von-Guericke-Universität Magdeburg.
- MACURDY, T. E. UND T. MROZ (1995): “Measuring Macroeconomic Shifts in Wages from Cohort Specifications,” Unpublished Manuscript, Stanford University and University of North Carolina.
- MORTENSEN, D. T. UND C. A. PISSARIDES (1999): “New Developments in Models of Search in the Labor Market,” in *Handbook of Labor Economics*, hrsg. von O. Ashenfelter und D. Card, Bd. 3B, Kap. 39, S. 2567–2627. Elsevier: Amsterdam et al.
- PISCHKE, J.-S. (1998): “Ausbildung und Lohnstruktur: Deutschland und die USA in den 80er Jahren,” in *Verteilungsprobleme der Gegenwart – Diagnose und Therapie*, hrsg. von B. Gahlen, H. Hesse und H. J. Ramser, S. 95–117. Mohr Siebeck, Wirtschaftswissenschaftliches Seminar Ottobeuren 27.
- PISSARIDES, C. A. (1990): *Equilibrium Unemployment Theory*. MIT Press: Cambridge.

- POSTEL-VINAY, F. UND J.-M. ROBIN (2002): “The Distribution of Earnings in an Equilibrium Search Model with State-Dependent Offers and Counter-Others,” *International Economic Review*, 43(4), 989–1016.
- REINBERG, A. UND M. HUMMEL (2002): *Qualifikationsspezifische Arbeitslosenquoten – reale Entwicklung oder statistisches Artefakt?*, IAB-Werkstattbericht 4/2002. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- STEINER, V. UND K. WAGNER (1997): “Entwicklung der Ungleichheit der Erwerbseinkommen in Westdeutschland,” *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 30(3), 638–641.
- (1998): “Relative Earnings and the Demand for Unskilled Labor in West German Manufacturing,” in *Globalization, Technical Change, and the Welfare State*, hrsg. von S. Black. Kluwer.
- TOPEL, R. (1991): “Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority,” *Journal of Political Economy*, 99(1), 145–176.
- VAN DEN BERG, G. J. UND G. RIDDER (1993): “Estimating an Equilibrium Search Model from Wage Data,” in *Panel Data and Labour Market Dynamics*, hrsg. von H. Bunzel, P. Jensen und N. Westgard-Nielsen, Bd. 222, *Contributions to Economic Analysis*, S. 43–55. Elsevier.
- (1998): “An Empirical Search Model of the Labor Market,” *Econometrica*, 66(5), 1183–1221.