

Zahn, Philipp; Wilke, Ralf A.; Müller, Eva

**Working Paper**

## Beschäftigung und Arbeitslosigkeit älterer Arbeitnehmer: Eine mikroökonomische Evaluation der Arbeitslosengeldreform von 1997

ZEW Discussion Papers, No. 06-021 [rev.]

**Provided in Cooperation with:**

ZEW - Leibniz Centre for European Economic Research

*Suggested Citation:* Zahn, Philipp; Wilke, Ralf A.; Müller, Eva (2006) : Beschäftigung und Arbeitslosigkeit älterer Arbeitnehmer: Eine mikroökonomische Evaluation der Arbeitslosengeldreform von 1997, ZEW Discussion Papers, No. 06-021 [rev.], Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/24702>

**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. 06-021

**Beschäftigung und Arbeitslosigkeit  
älterer Arbeitnehmer:  
Eine mikroökonomische Evaluation  
der Arbeitslosengeldreform von 1997**

Eva Müller, Ralf A. Wilke und Philipp Zahn

**ZEW**

Zentrum für Europäische  
Wirtschaftsforschung GmbH

Centre for European  
Economic Research

Discussion Paper No. 06-021

**Beschäftigung und Arbeitslosigkeit  
älterer Arbeitnehmer:  
Eine mikroökonomische Evaluation  
der Arbeitslosengeldreform von 1997**

Eva Müller, Ralf A. Wilke und Philipp Zahn

Download this ZEW Discussion Paper from our ftp server:

**<ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp06021.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.

## Non-technical Summary

**Das Wichtigste in Kürze** Im Jahr 1997 wurde eine Reform der Arbeitslosenversicherung verabschiedet, durch die sich die maximalen Anspruchsdauern auf Arbeitslosengeld für ältere Arbeitslose verringerten. In der vorliegenden Arbeit werden die Auswirkungen dieser Reform auf Übergänge von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit und auf die Verweildauer in Arbeitslosigkeit dieser Altersgruppe untersucht. Wir erwarten insbesondere ein Absinken der Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden, sowie eine Verkürzung der Verweildauer in Arbeitslosigkeit, da ältere Arbeitnehmer nach der Reform seltener über das Arbeitslosengeld in den vorzeitigen Ruhestand entlassen werden sollten. Diese Hypothesen werden durch unsere empirischen Ergebnisse gestützt: Individuen, die durch die Reform lange Ansprüche auf Arbeitslosengeld kurz vor dem Renteneintritt verlieren, weisen eine geringere Wahrscheinlichkeit auf, arbeitslos zu werden. Außerdem ist eine starke Verkürzung der Arbeitslosigkeitphasen nach der Reform zu beobachten. Insbesondere größere Unternehmen und deren Beschäftigte nutzen die langen Anspruchsdauern auf Arbeitslosengeld zur Frühverrentung.

**Non-technical summary** In 1997, the German government enacted a reform of the unemployment insurance system which led to a reduction of the maximum entitlement length for unemployment benefits of the older unemployed in the subsequent years. This paper analyses the effects of this reform on the risk of unemployment and on unemployment duration of the older unemployed aged 54-56. This group is of particular interest because it lost a smooth early retirement path via the unemployment benefits scheme. In our empirical analysis we use German administrative individual data drawn from the registers of the federal employment agency and of the public pension funds. After the reform we expect a lower risk of unemployment and shorter unemployment durations for the considered age group. This is confirmed by our empirical analysis. We show that the reform effectively reduced the amount of early retirement at the expense of the unemployment insurance. In particular larger companies and their employees use extended entitlement periods for unemployment benefits for early retirement purposes.

# Beschäftigung und Arbeitslosigkeit älterer Arbeitnehmer: Eine mikroökonomische Evaluation der Arbeitslosengeldreform von 1997\*

Employment and Unemployment of the elderly: a microeconomic evaluation of the reform of the unemployment compensation system in 1997

Eva Müller<sup>†</sup>

Ralf A. Wilke<sup>‡</sup>

Philipp Zahn<sup>§</sup>

Oktober 2006

---

\*Wir danken Sarah Bernhard und einem anonymen Gutachter für die wertvollen Anmerkungen zu diesem Papier. Wir danken den Seminarteilnehmern am ZEW und an der Universität Mannheim für ihre hilfreichen Kommentare und den Mitarbeitern des Forschungsdatenzentrums der Bundesagentur für Arbeit (insb. Stefan Bender und Nils Drews) für die andauernde Unterstützung bei der Arbeit mit den Daten. Die vorliegende Arbeit wird von der Deutschen Forschungsgemeinschaft im Rahmen des Projektes „Mikroökonomische Modellierung der Verweildauer in Arbeitslosigkeit unter Berücksichtigung der makroökonomischen Rahmenbedingungen“ finanziell unterstützt. Für die Analysen wurde z.T. die faktisch anonymisierte IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975–2001 (R01) und z.T. die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975–2001 mit anonymisierten und originalen Merkmalen verwendet. Der Lieferung der Sozialdaten liegt eine Genehmigung gemäß § 75 SGB X zugrunde. Für die Verwendung der Daten in diesem Beitrag trägt das IAB keine Verantwortung.

<sup>†</sup>Universität Mannheim und ZEW, Eva\_M.Mueller@gmx.de

<sup>‡</sup>Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH (ZEW), Postfach 10 34 43, 68034 Mannheim. E-mail: raw27@le.ac.uk

<sup>§</sup>Universität Mannheim und ZEW, phmato@web.de

## Zusammenfassung

Im Jahr 1997 wurden die maximalen Anspruchsdauern auf Arbeitslosengeld für ältere Beschäftigte verkürzt. In der vorliegenden Arbeit werden die Auswirkungen dieser Reform auf Übergänge von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit und Verweildauern in Arbeitslosigkeit der 54-56jährigen untersucht. Die Analyse beruht auf der IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-2001, welche tagesgenaue Informationen von über einer Million sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten und Leistungsempfängern der Bundesagentur für Arbeit umfasst. Es kann festgestellt werden, dass die Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden, bei der betrachteten Gruppe der 54-56jährigen nach der Reform abnimmt. Außerdem wird eine Verkürzung der Dauer der Arbeitslosigkeit nach der Reform beobachtet. Die 54-56jährigen unterscheiden sich nach der Reform nicht mehr von der Gruppe der 52-53jährigen. Insbesondere größere Unternehmen und deren Beschäftigte nutzen die langen Anspruchsdauern auf Arbeitslosengeld zur Frühverrentung.

**Keywords:** unemployment insurance, early retirement, administrative data

**JEL:** J64, J65

## Abstract

In 1997, the German government enacted a reform of the unemployment insurance system which lead to a reduction of the maximum entitlement length for unemployment benefits. The paper analyses the effects of this reform on the risk of unemployment and on unemployment duration of the older unemployed aged 54-56. This group lost a smooth early retirement path via the unemployment benefits scheme. We show that the reform effectively reduced the amount of early retirement at the expense of the unemployment insurance. In particular larger companies and their employees use extended entitlement periods for unemployment benefits for early retirement purposes.

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Institutionelle Rahmenbedingungen</b>	<b>3</b>
<b>3</b>	<b>Daten</b>	<b>6</b>
3.1	Definitionen der Arbeitslosigkeit . . . . .	7
3.2	Auswahl der Stichprobe . . . . .	8
<b>4</b>	<b>Empirische Analyse</b>	<b>9</b>
4.1	Übergänge von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit . . . . .	10
4.1.1	Probit-Analyse . . . . .	12
4.2	Verweildauer in Arbeitslosigkeit . . . . .	16
<b>5</b>	<b>Schlussbetrachtung</b>	<b>20</b>

# 1 Einleitung

In vielen europäischen Ländern stellte in den letzten Jahrzehnten oder stellt auch heute noch der hohe Anteil an Langzeitarbeitslosigkeit in der Gruppe der älteren Arbeitnehmer über 50 Jahre eine große Belastung für die Sozial- und Rentenversicherungssysteme dar (vgl. OECD, 2002 und Duval, 2003). Häufig handelt es sich bei dieser Form der Arbeitslosigkeit um ein von der Politik gefördertes Trittbrett in den Ruhestand. Der Zusammenhang zwischen institutionellen Regelungen und der Langzeitarbeitslosigkeit im Alter konnte bereits empirisch nachgewiesen werden, siehe z.B. Lindeboom (1998) oder Heyma (2004) für die Niederlande bzw. Rantala (2002) oder Kyyrä und Wilke (2007) für Finnland. Für Deutschland zeigen dies Hunt (1995) sowie Fitzenberger und Wilke (2004) anhand der Reform der Arbeitslosenversicherung Mitte der 1980er Jahre, die eine wichtige Grundlage für die Erhöhung des Zuflusses von langjährigen Beschäftigten in die Arbeitslosigkeit darstellt. In einigen Ländern kam es seit Mitte der 1990er Jahre zu einer Rücknahme dieser Regelungen, um die Beschäftigtenquote der Älteren wieder zu erhöhen. Finnland, ursprünglich auf einem der letzten Plätze, wurde so zu einem Musterland mit Vorbildfunktion. Auch in Deutschland gab es Ende der 1990er Jahre erste Versuche gegenzusteuern.

In dieser Arbeit werden die Auswirkungen der Reform des Arbeitslosengeldes von 1997 auf die Gruppe der 54-56jährigen in Bezug auf die Übergänge von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit sowie die Verweildauer in Arbeitslosigkeit untersucht. Mit dieser Reform wurden die Mindestaltersgrenzen für längere maximale Bezugszeiten von Arbeitslosengeld für ältere Arbeitslose um drei Jahre angehoben. Gemäß der *job search theory* haben längere Anspruchsdauern auf Entgeltersatzleistungen eine längere Verweildauer in Arbeitslosigkeit zur Folge (vgl. Franz, 2003), was in der nationalen und internationalen Literatur auch bereits hinreichend untersucht wurde (vgl. z.B. Meyer, 1995, Steiner, 1997, Carling, 2001, Winter-Ebmer, 2003, und viele mehr). Gleichzeitig werden ältere Arbeitnehmer häufiger über das Arbeitslosengeld in den vorzeitigen Ruhestand entlassen. Diese Gruppe von Arbeitslosen wird bis zum Eintritt in die Altersrente in der Regel keine neue Beschäftigung mehr aufnehmen. Für die untersuchte Altersgruppe der 54-56jährigen erwarten wir demnach ein Absinken der Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden, sowie eine Verkürzung der Verweildauer in Arbeitslosigkeit. Da es sich bei der Reform um ein natürliches Experiment handelt, kann hier ein Differenzen in Differenzen (DiD) Schätzansatz zum Einsatz kommen. Wir werden uns jedoch auf die Fragestellung konzentrieren, ob der höhere Zufluss in die Arbeitslosigkeit und die längere Dauer der Arbeitslosig-



keit der Gruppe der 54-56jährigen vor der Reform, im Vergleich zu etwas jüngeren Arbeitnehmern, einzig auf die generöseren Regelungen der Arbeitslosenversicherung zurückzuführen sind. Daher ist der DiD „Treatment-Effekt“ an sich für uns eher von untergeordnetem Interesse.

Vorherige Untersuchungen für Deutschland konzentrierten sich meist auf die Reform des Arbeitslosengeldes der 1980er Jahre, im Rahmen derer die maximalen Anspruchsdauern auf Arbeitslosengeld (ALG) für ältere Beschäftigte auf 32 Monate angehoben wurden. Hunt (1995) untersucht den Effekt dieser Reform auf die Verweildauern in Arbeitslosigkeit der betroffenen Gruppen. Sie findet heraus, dass sich die Verweildauern in Arbeitslosigkeit insbesondere für die Gruppe der 44-48jährigen und in abgeschwächter Form auch für die Gruppe der 49-57jährigen verlängern. Weiterhin erhöht sich das Risiko der 49-57jährigen, nach einem Arbeitsplatzverlust länger arbeitslos zu bleiben, v.a., wenn danach ein Übergang in Nichterwerbstätigkeit stattfindet. Fitzenberger und Wilke (2004) untersuchen ebenfalls den Effekt der Reform des ALG in den 1980er Jahren. Sie vergleichen die Verweildauern in Arbeitslosigkeit vor und nach der Reform für zwei unterschiedliche Definitionen der Arbeitslosigkeit: „nonemployment“ und „unemployment between jobs“. Während für Arbeitslose, die wieder ein Stelle annehmen, kaum eine Veränderung durch die Reform festzustellen ist, verlängern sich die Verweildauern in Arbeitslosigkeit für Arbeitslose, die durch die Definition „nonemployment“ erfasst werden, erheblich. Es ist zu beachten, dass die Definition „nonemployment“ zensierte Arbeitslosigkeitsperioden beinhaltet und somit auch Personen erfasst, die zwar noch ALG oder Arbeitslosenhilfe (ALH) erhalten, aber die Arbeitslosigkeit nur noch als Überbrückung zum Ruhestand nutzen. Eine Verlängerung der Verweildauern in Arbeitslosigkeit für diese Definition deutet auf Auswirkungen der Reform hin: Durch die Verlängerung des Bezugs von Arbeitslosengeld ist ein Rückzug vom Erwerbsleben zu einem früheren Zeitpunkt attraktiver geworden. Sie zeigen weiterhin, dass sich das Risiko eines Übergangs von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit gemäß der Definition „nonemployment“ für Personen ab 55 Jahren nach der Reform erhöht hat. Die Länge der Anspruchsdauer auf Arbeitslosengeld hat offensichtlich einen Einfluss auf die Dauer der Arbeitslosigkeit, jedoch nicht unbedingt auf die Dauer der Sucharbeitslosigkeit.<sup>1</sup> In der vorliegenden Arbeit beschränken wir uns deshalb auf die Untersuchung der Frühverrentungsproblematik. Wolff (2003) untersucht mit dem Sozio-Ökonomischen Panel für Ostdeutschland die auch hier betrachtete Reform des Jahres 1997 und stellt den durch die Job-Search

---

<sup>1</sup>Für eine Übersicht über die weitere Literatur siehe Plaßmann (2002), Biewen und Wilke (2005) oder Lee und Wilke (2005).

Theorie zu erwartenden empirischen Zusammenhang fest. Er betrachtet jedoch nicht explizit die zugrunde liegende Frühverrentungsproblematik der Gruppe der 54jährigen und Älteren, die in dieser Arbeit untersucht wird. In dieser Hinsicht hat die hier betrachtete Reform ähnliche zu erwartende Effekte wie eine Reform der finnischen Rentenversicherung Mitte der 1990er Jahre, die von Kyyrä und Wilke (2007) umfassend untersucht wurde. Deshalb lehnt sich unsere methodische Vorgehensweise an die von Kyyrä und Wilke (2007) an.

In Abschnitt 2 werden die wichtigsten institutionellen Rahmenbedingungen sowie die Reform des Arbeitslosengeldes von 1997 kurz dargestellt. Anschließend wird auf die Datenbasis und die verwendete Definition der Arbeitslosigkeit eingegangen. In Abschnitt 4 werden die Ergebnisse der empirischen Analysen vorgestellt. Hierbei werden die Übergänge von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit sowie die Verweildauern in Arbeitslosigkeit für die betroffene Gruppe der 54-56jährigen im Vergleich zu anderen Altersgruppen dargestellt. Den Abschluss der Arbeit bildet eine Diskussion der Ergebnisse im Hinblick auf die zu erwartenden Auswirkungen der Verkürzung der maximalen Anspruchsdauern auf Arbeitslosengeld auf 18 Monate, die zur Zeit in Deutschland umgesetzt wird.

## 2 Institutionelle Rahmenbedingungen

In Deutschland setzte sich die Arbeitslosenunterstützung bis 2004 aus zwei Komponenten zusammen: ALG und Arbeitslosenhilfe (ALH). Während das ALG eine Versicherungsleistung darstellt, deren Beiträge zu gleichen Teilen von Arbeitgeber und Arbeitnehmer gezahlt werden, ist die ALH eine steuerfinanzierte Sozialleistung.<sup>2</sup> Arbeitslosengeld erhält, wer die Voraussetzungen des § 427 SGB III erfüllt. Die Voraussetzungen für den Bezug von ALH sind in den §§ 190-206 SGB III geregelt. Demnach können Personen, deren Anspruchsdauer auf ALG erschöpft ist, ALH beziehen. Ferner erhalten Personen nur dann ALH, wenn sie ihren Lebensunterhalt nicht eigenständig bestreiten können. Im Gegensatz zum ALG wird bei der ALH eine Bedürftigkeitsprüfung durchgeführt<sup>3</sup> und sowohl das eigene als auch das Einkommen und Vermögen des Partners berücksichtigt. Während der Bezug der ALH grundsätzlich keiner zeitlichen Beschränkung unterliegt, richtet sich die Anspruchsdauer auf ALG nach der Länge der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung und

---

<sup>2</sup>Für eine ausführliche Darstellung der deutschen Arbeitslosenversicherung vgl. Plaßmann (2002)

<sup>3</sup>§§ 193f. SGB III

dem Lebensalter des Betroffenen.<sup>4</sup> Mit der Reform von 1997 wurden die maximalen Anspruchsdauern auf ALG für ältere Beschäftigte verkürzt. Die nachfolgende Tabelle ist ein Auszug aus Tabelle 3 im Anhang und soll die Änderungen der maximal möglichen Anspruchsdauern für die unterschiedlichen Altersgruppen vor und nach der Reform von 1997 verdeutlichen. Die Reform hatte jedoch eine verzögerte Wirkung auf die Verkürzung der tatsächlichen Anspruchsdauern, da vorhandene Ansprüche auf ALG, die bereits vor der Reform erzeugt wurden, unangetastet bleiben. Somit kann nicht mit einem Antizipationseffekt im Vorfeld gerechnet werden. Gegeben, dass die erweiterte Rahmenfrist<sup>5</sup> sieben Jahre beträgt (vgl. Tabelle 3), ist also erst im Jahr 1999 oder eher später mit einem Reformeffekt für ältere Arbeitnehmer zu rechnen (Wolff, 2003).

Maximale Anspruchsdauer	Mindestalter in Jahren	
	Vor der Reform 1997	Nach der Reform 1997
18 Monate	42	45
22 Monate	44	47
26 Monate	49	52
32 Monate	54	57

Tabelle 1: Mindestalter für die maximalen Anspruchsdauern auf ALG für vor und nach der Reform von 1997 erworbene Ansprüche.

Neben der Länge der Bezugsdauer von ALG haben ebenfalls die Regelungen des deutschen Rentensystems einen Einfluss auf die Verweildauer in Arbeitslosigkeit.<sup>6</sup> Das frühzeitige Ausscheiden aus dem Erwerbsleben begünstigen unter anderem folgende Regelungen der Sozialversicherung:<sup>7</sup>

- Renten bei verminderter Erwerbsfähigkeit
- Altersrente für langjährig Versicherte

<sup>4</sup>§ 127 SGB III

<sup>5</sup>Unter der Rahmenfrist versteht man die Zeitspanne, in der man für mindestens 12 Monate einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung nachgegangen sein muss, um einen Anspruch auf ALG zu besitzen.

<sup>6</sup>Für eine ausführliche Darstellung des deutschen Rentensystems und möglicher Frühverrentungspfade vgl. Arnds und Bonin (2002) sowie Berkel und Börsch Supan (2003)

<sup>7</sup>Ansprüche auf Betriebsrente können ebenfalls einen Einfluss auf den Zeitpunkt des Ausscheidens aus dem Erwerbsleben haben. Die Betriebsrente ist allerdings eine freiwillige Leistung des Arbeitgebers und somit kein Element der Sozialversicherung.

- Vorgezogene Altersrente für langjährig versicherte Frauen
- Altersrente für Schwerbehinderte
- Altersrente nach Altersteilzeit

Das gesetzliche Renteneintrittsalter beträgt in Deutschland 65 Jahre, was bereits in den 70er und 80er Jahren erheblich unterschritten wurde. Im Jahr 2001 lag das tatsächliche Renteneintrittsalter bei etwa 60,6 Jahren (2003 bei etwa 61,6).<sup>8</sup> Es ist offensichtlich, dass die Anreize der Frühverrentung auch heute noch Bestand haben. Um das Arbeitskräfteangebot zu reduzieren, wurde in den 1970er und 1980er Jahren verstärkt auf die Verkürzung der Lebensarbeitszeit und somit auf einen verfrühten Rentenbeginn gesetzt.<sup>9</sup> Es folgten mehrere Regelungen, deren Ziel es war, den angespannten Arbeitsmarkt zu entlasten, indem älteren Arbeitnehmern das verfrühte Ausscheiden aus dem Erwerbsleben erleichtert wurde und die freiwerdenden Stellen mit jungen Arbeitssuchenden besetzt wurden. Im Folgenden werden drei Regelungen zum erleichterten Erwerbsaustritt dargestellt:

### **Die 58er Regel**

Das „Arbeitslosengeld unter erleichterten Voraussetzungen“<sup>10</sup> erhalten Personen, die das 58. Lebensjahr vollendet haben und die Voraussetzungen zum Bezug von ALG nur deswegen nicht erfüllen, weil sie dem Arbeitsmarkt nicht mehr zur Verfügung stehen oder stehen wollen.

### **Altersrente nach Arbeitslosigkeit**

Um die vorzeitige Altersrente nach Arbeitslosigkeit mit dem 60. Lebensjahr in Anspruch nehmen zu können, muss man vor dem Rentenbeginn arbeitslos sein und nach Vollendung des 58. Lebensjahres für mindestens ein Jahr keiner sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung nachgegangen sein.<sup>11</sup>

### **Die 57er Regel**

Da die maximale Anspruchsdauer auf ALG vor der Reform von 1997 für Personen ab einem Alter von 54 Jahren noch 32 Monate betragen hat, haben Firmen ihre Arbeitnehmer nicht selten mit 57 Jahren (und vier Monaten) in die Arbeitslosigkeit entlassen. Nach 32 Monaten Arbeitslosigkeit konnten diese die Altersrente nach Arbeitslosigkeit in Anspruch nehmen. Da bis zum Jahr 2002 die Altersrente nach

---

<sup>8</sup>Vgl. Arnds und Bonin (2002)

<sup>9</sup>Vgl. Pfeiffer und Simons (2004)

<sup>10</sup>§ 428 SGB III

<sup>11</sup>Vgl. Arnds und Bonin (2002)

Arbeitslosigkeit keinen Abschlägen unterlag, konnten von der 57er Regel beide Seiten profitieren.<sup>12</sup>

Durch die Anhebung der Altersgrenzen und der daraus folgenden Verkürzung der maximalen Anspruchsdauern für die Gruppe der 54-56jährigen, ist gemäß der *job search theory* zu erwarten, dass sich sowohl das Risiko, arbeitslos zu werden als auch die Verweildauern in Arbeitslosigkeit für diese Gruppe verringern. Der erwartete Reformeffekt wird aufgrund der Übergangsregelungen<sup>13</sup> erst ab dem Jahr 1999 eindeutig zu erkennen sein.

Da unsere Datengrundlage keine Informationen über Rentenbezüge enthält, konzentrieren wir uns ausschließlich auf die Änderung der Arbeitslosenversicherung und klammern andere Reformen der Frühverrentung aus. Unsere Analyse ist eine Partialanalyse, d.h. sie kann keine indirekten Effekte erfassen und auch nicht die Frage beantworten, ob es nach der Reform insgesamt mehr oder weniger Arbeitslosigkeit gab. Vielmehr wird untersucht, ob und wie sich das Verhalten der von der Reform betroffenen Altersgruppe im Vergleich zu einer nicht betroffenen Altergruppe nach der Reform geändert hat.

### 3 Daten

Datengrundlage für die vorliegende Arbeit bildet die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975–2001 (im Folgenden IABS 2001 genannt) des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) in Nürnberg.<sup>14</sup> Die empirische Analyse beruht auf anonymisierten und originalen Merkmalen der IABS 2001, deren Verwendung eine Genehmigung gemäß § 75 SGB X zugrunde liegt. Die Hauptdatenquelle der IABS 2001 ist die Beschäftigtenhistorie des IAB, deren rechtliche Grundlage das integrierte Meldeverfahren zur Kranken-, Renten- und Arbeitslosenversicherung darstellt.<sup>15</sup> Dieses verlangt vom Arbeitgeber eine Meldung für alle sozialversicherungspflichtig beschäftigten Arbeitnehmer. Seit 1999 werden ebenfalls geringfügig Beschäftigte sowie mitarbeitende Familienangehörige erfasst. Die IABS 2001 stellt eine repräsentative 2%-Stichprobe aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in den Jahren von 1975 bis 2001 dar. Die Vorteile liegen im großen Stichprobenumfang sowie der Tages-

---

<sup>12</sup>Vgl. Eichhorst und Sproß (2005)

<sup>13</sup>Die Übergangsregelungen beinhalten vor Allem den Bestands- und Vertrauensschutz.

<sup>14</sup>Für eine ausführliche Beschreibung der IABS 1975-2001 siehe Hamann et al. (2004)

<sup>15</sup>Das Meldeverfahren trat für Westdeutschland zum 1. Januar 1973 und für Ostdeutschland mit dem 1. Januar 1991 in Kraft.

genauigkeit der Daten. Eine geringe Anzahl beobachtbarer Variablen sowie fehlende Informationen bezüglich registrierter Arbeitslosigkeit sind hingegen die Schwächen des Datensatzes. Die IABS 2001 enthält tagesgenaue Informationen von über einer Million Personen bezüglich ihrer sozialversicherungspflichtigen (ab 1999 auch geringfügigen) Beschäftigungsperioden sowie über Arbeitslosigkeitsperioden, in denen Transferzahlungen von der Bundesagentur für Arbeit (BA) bezogen werden. Die Transferzahlungen beinhalten das ALG, die ALH sowie das Unterhaltsgeld. Die Daten enthalten weder Informationen bezüglich registrierter Arbeitslosigkeit noch über Arbeitslose, die keine Entgeltersatzleistungen seitens der BA beziehen. Weiterhin sind in den Daten Beamte, Selbstständige sowie Sozialhilfeempfänger nicht enthalten.<sup>16</sup> Damit hat die zugrundeliegende Datenbasis einige Einschränkungen, sie stellt jedoch in ihrem Umfang und in ihrer Qualität die beste verfügbare Grundlage für die empirischen Untersuchungen dar.

### 3.1 Definitionen der Arbeitslosigkeit

Im Sinne des Gesetzes<sup>17</sup> ist arbeitslos, wer vorübergehend nicht in einem Beschäftigungsverhältnis steht, eine versicherungspflichtige Beschäftigung sucht, sich beim Arbeitsamt arbeitslos gemeldet hat und den Vermittlungsbemühungen zur Verfügung steht. Da die IABS 2001 lediglich Arbeitslosigkeitsphasen enthält, in denen Entgeltersatzleistungen der BA gezahlt werden und Informationen bezüglich registrierter Arbeitsloser, die keine Entgeltersatzleistungen der BA beziehen sowie von Sozialhilfeempfängern fehlen, sind Phasen registrierter Arbeitslosigkeit nicht anhand der Daten identifizierbar. Aus diesem Grund führen Fitzenberger und Wilke (2004) sowie Lee und Wilke (2005) unterschiedliche Definitionen für den Begriff der Arbeitslosigkeit ein und zeigen, dass die Ergebnisse der empirischen Arbeiten von der gewählten Definition der Arbeitslosigkeit abhängen können. In dieser Arbeit greifen wir auf einen dieser Begriffe zurück, mit dem sich insbesondere Übergänge in die Nichtbeschäftigung abbilden lassen. Das im Folgenden verwendete Konzept der Arbeitslosigkeit beruht auf der Definition „nonemployment“ (NE).<sup>18</sup>

---

<sup>16</sup>Auf mögliche Fehlerquellen in der Beschäftigtenstatistik soll in dieser Arbeit nicht eingegangen werden. Vgl. hierzu Bender und Hilzendegen (1995)

<sup>17</sup>§ 16 SGB III

<sup>18</sup>Eine Erweiterung unserer Analyse auf andere Definitionen von Arbeitslosigkeit könnte im Lichte der Ergebnisse von Fitzenberger und Wilke (2004) und Lee und Wilke (2005) unsere Ergebnisse robuster machen. Wir haben einige Sensitivitätsanalysen mit Bezug auf die Definition der Arbeitslosigkeit in den Daten durchgeführt und damit ähnliche Ergebnisse erhalten. Diese sind auf Anfrage

**Nonemployment:** Unter NE werden alle Arbeitslosigkeitsperioden verstanden, in denen man mindestens einmal eine Entgeltersatzleistung der BA empfangen hat und die nach einer Beschäftigungsperiode auftreten. Endet der Datensatz einer bestimmten Person mit einer Entgeltersatzleistung, auf die keine Beschäftigungsperiode mehr folgt, so wird diese Arbeitslosigkeitsperiode als zensiert bezeichnet.

Von *links zensierten Daten* spricht man, wenn der Beginn der Arbeitslosigkeitsperiode nicht beobachtet wird, was diese Definition der Arbeitslosigkeit ausschließt. Arbeitslosigkeitsperioden, deren Enden nicht beobachtet werden können, da die entsprechende Person u.U. nie wieder eine Beschäftigung aufgenommen hat, in die Selbstständigkeit übergegangen oder verstorben ist, werden als *rechts zensierte Daten* bezeichnet.

## 3.2 Auswahl der Stichprobe

Für die empirische Analyse werden aus der Gesamtstichprobe der IABS 2001 lediglich die Jahre von 1995-2000 und Personen im Alter zwischen 52 und 57 Jahren betrachtet, die in den Jahren 1995-2000 beschäftigt sind oder arbeitslos werden. Da es sich bei der betrachteten Reform um ein natürliches Experiment handelt, definieren wir folgende Gruppen für unsere Analysen:

- Vor-Reformjahre: 1995, 1996
- Reformjahre: 1997, 1998
- Nach-Reformjahre: 1999, 2000
- Referenzgruppe: 52-53jährige
- Treatment-Gruppe: 54-56jährige
- Vergleichsgruppe: 57jährige

Als Referenzgruppe werden die 52-53jährigen gewählt, da sich für diese Gruppe nichts an den maximalen Anspruchsdauern nach der Reform geändert hat. Die Treatment-Gruppe stellen die 54-56jährigen dar. Für diese Gruppe haben sich die maximalen Anspruchsdauern um 6 Monate verkürzt.<sup>19</sup> Diese beiden Gruppen würden bereits ausreichen, um den Reformeffekt im Rahmen eines DiD Ansatzes abzuschätzen.

---

von den Autoren erhältlich.

<sup>19</sup>Vgl. Tabelle 3 im Anhang

Als Vergleichsgruppe werden aber ergänzend die 57jährigen herangezogen. Für sie haben sich die maximalen Anspruchsdauern nicht verändert. Da aber andere Reformen der Fühverrentung bzw. des Rentenversicherungssystems einen Einfluss auf diese Gruppe haben können, verwenden wir sie in unseren ökonometrischen Analysen nicht als Referenzgruppe, da der geschätzte Reformeffekt verzerrt sein könnte.

Für die nachfolgenden Analysen werden die Daten auf Westdeutschland und Männer beschränkt. Außerdem werden lediglich Personen betrachtet, die einen Mindestanspruch auf ALG von 24 Monaten besitzen,<sup>20</sup> was für etwa 60% der im Untersuchungszeitraum beginnenden Arbeitslosigkeitsphasen der 52-57jährigen Männer der Fall ist. In einem Teil der folgenden empirischen Analysen werden ferner unterschiedliche Dummy-Variablen<sup>21</sup> gebildet. Für die ökonometrische Verweildaueranalyse werden die Interaktionsterme Alter 54-56 in den Jahren 1995-1998, 1999 und 2000 erstellt, mit Hilfe derer die Reformeffekte auf die Länge der Arbeitslosigkeit explizit gemessen werden können. Die Referenzkategorien bilden also die 52-53jährigen, sowie das Vor-Reformjahr 1995. Die Ergebnisse der Bildungsvariablen sind auf den Zustand „ohne Berufsausbildung“ zu beziehen. Das erste Lohnquintil (0-20%) steht für Personen, deren Lohn an den niedrigsten 20% der Einkommensverteilung liegt. Sie bilden die Referenzgruppe für die Entgeltvariable.

## 4 Empirische Analyse

Zu Beginn stellen wir für verschiedene Jahre und Altersgruppen dar, wie sich die Übergangswahrscheinlichkeiten von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit entwickelt haben. Im Anschluss daran wird der Einfluss der betrachteten Reform auf die Übergänge von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit der relevanten Altersgruppen mit Hilfe eines ökonometrischen Modells berechnet. Im zweiten Teil werden Quantilsregressionen geschätzt, mit Hilfe derer der Effekt der jeweiligen Kovariaten an den unterschiedlichen Quantilen auf die bedingte Verteilung der Arbeitslosigkeitsdauern betrachtet werden kann.

Wir erwarten in unseren Analysen für die Treatmentgruppe, im Vergleich zur Referenzgruppe, eine höhere Übergangsrate von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit vor der Reform sowie identische Übergangsraten nach der Reform (Ferner wird eine relative Abnahme bei der Treatmentgruppe, bezogen auf die Vergleichsgruppe der

---

<sup>20</sup>Die Anspruchsdauervariable hat nur einen geringen Füllstand in den Daten. Aus diesem Grund verwenden wir die von Fitzenberger und Wilke (2006b) vorgeschlagene Imputation.

<sup>21</sup>Für einen Überblick über die verwendeten Variablen vgl. Tabelle 4 im Anhang



57jährigen, erwartet.) Bei den Verweildaueranalysen erwarten wir längere Arbeitslosigkeitsdauern der Treatmentgruppe, im Vergleich zur Referenzgruppe, vor der Reform und gleich lange nach der Reform. Wir werden später in der Verweildaueranalyse konkret diese Hypothese überprüfen, aus der direkt ein negativer DiD Treatment-Effekt folgt. Die Vergleichsgruppe sollte vor der Reform ungefähr so lange arbeitslos sein wie die Treatment Gruppe und nach der Reform sollte sie relativ länger arbeitslos sein.

## 4.1 Übergänge von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit

Da sich die maximalen Anspruchsdauern auf Arbeitslosengeld für die Gruppe der 54-56jährigen verkürzt haben, ist zu erwarten, dass sich ebenfalls das Risiko, arbeitslos zu werden, nach der Reform für diese Gruppe verringert. Analog sollte sich für die anderen Altersgruppen das Risiko nicht verändern, da sie nicht von der Reform betroffen sind. In Abbildung 1 wird in der linken Grafik dargestellt, wie hoch die

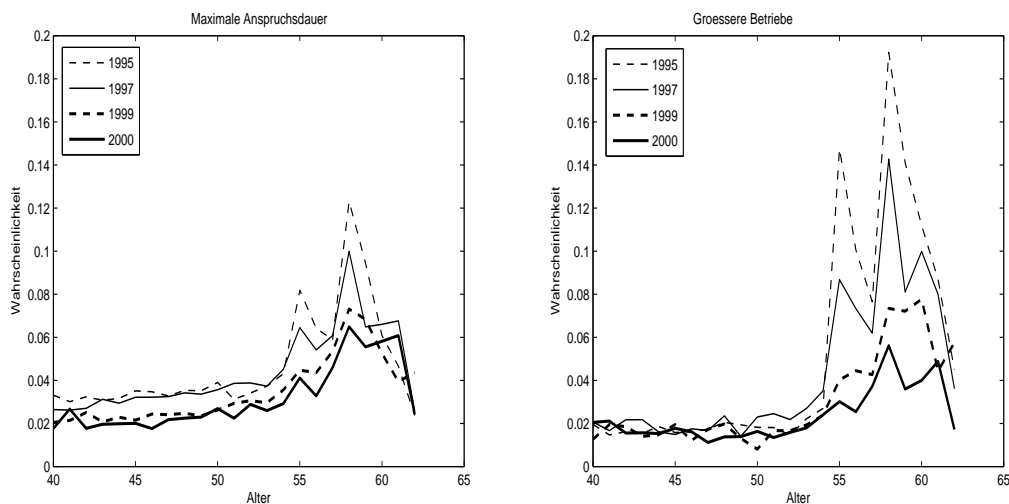


Abbildung 1: Die Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden. Links: alle Beschäftigten mit maximaler Anspruchsdauer; Rechts: nur Betriebe mit mehr als 500 Beschäftigten;(Quelle: Eigene Berechnung mit der IABS 2001)

Wahrscheinlichkeit für Männer mit näherungsweise<sup>22</sup> maximaler Anspruchsdauer auf Arbeitslosengeld ist, arbeitslos zu werden. Lag die Wahrscheinlichkeit für 55jährige im Jahr 1995 noch bei etwas über 8%, so sinkt diese bis zum Nach-Reformjahr 2000

<sup>22</sup>Es werden Personen betrachtet, die vor ihrer Arbeitslosigkeit mindestens 5 Jahre durchgehend einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung nachgegangen sind. Die erweiterte Rahmenfrist von 7 Jahren wurde bei den Berechnungen nicht berücksichtigt.

um mehr als die Hälfte auf knapp 4%. Man kann erkennen, dass die Wahrscheinlichkeit über alle Altersgruppen im Verlauf der Jahre absinkt. Dies dürfte unter anderem auch auf die bessere konjunkturelle Lage nach 1995 zurückzuführen sein. Weiterhin zeigt sich, dass das Risiko in den Jahren 1995 und 1997 für die Altersgruppen der 55 und 58jährigen am größten ist, was mit Hilfe der unterschiedlichen Frühverrentungsmöglichkeiten erklärt werden kann. Der Anstieg mit 58 Jahren kann sowohl durch die 57er Regelung, die 58er Regelung als auch durch die „Alterstrente nach Arbeitslosigkeit“ erklärt werden. Aufgrund der maximalen Anspruchsdauer von 32 Monaten war es den Unternehmen möglich, ältere Arbeitnehmer ab einem Alter von 57 Jahren und 4 Monaten in die Arbeitslosigkeit zu entlassen. Diese bezogen bis zu einem Alter von 60 Jahren ALG und konnten dann die vorgezogene Altersrente mit 60 in Anspruch nehmen. Des Weiteren müssen ältere Arbeitslose ab 58 Jahren dem Arbeitsmarkt nicht mehr zur Verfügung stehen, ohne den Anspruch auf ALG zu verlieren. In den Nach-Reformjahren 1999 und 2000 sinkt dieses Risiko sowohl für die 55jährigen als auch für die 58jährigen. Die verbesserte Situation der 58jährigen kann aber nicht auf den Reformeffekt zurückgeführt werden, da sich für diese Altersgruppe die maximalen Anspruchsdauern nicht verändert haben. Es scheinen demnach noch weitere Faktoren zu existieren (z.B. die konjunkturelle Lage oder Reformen im System der Rentenversicherung), die die Übergangswahrscheinlichkeiten beeinflussen. Es ist bei den Ergebnissen also zu beachten, dass weitere wichtige Determinanten für das Arbeitslosigkeitsrisiko existieren, die in dieser deskriptiven Herangehensweise nicht berücksichtigt werden können. Durch die Verkürzung der maximalen Anspruchsdauern auf Arbeitslosengeld scheint es aber für ältere Arbeitnehmer weniger attraktiv geworden zu sein, die Möglichkeiten des vorzeitigen Erwerbsaustritts bereits mit 55 Jahren in Anspruch zu nehmen.

In der rechten Grafik wird die Wahrscheinlichkeit dargestellt, arbeitslos zu werden, wenn man die Stichprobe zusätzlich auf Beschäftigte in größeren Unternehmen<sup>23</sup> beschränkt. Es wird deutlich, dass diese Beschäftigten, im Vergleich zu den anderen, bis Anfang 50 eher ein niedriges Risiko haben, arbeitslos zu werden. Dieses steigt jedoch viel stärker an, wenn die Altersgrenzen zur Frühverrentung erreicht werden. Auch in dieser Abbildung ist ein Absinken des Risikos über alle Altersgruppen von 1995 bis 2000 zu erkennen, was auf weitere Effekte als die der Reform zurückgeführt werden muss. Aus diesem Grund können die reduzierten Risiken für die Treatment-Gruppe nicht gänzlich der Reform zugeschrieben werden. Die folgende Probit Analyse soll

---

<sup>23</sup>Als größeres Unternehmen werden im Folgenden Betriebsstätten von Firmen bezeichnet, deren Mitarbeiterzahl mindestens 500 sozialversicherungspflichtige Angestellte umfasst.

unsere deskriptiven Ergebnisse aus ökonomischer Sicht bestätigen.

#### 4.1.1 Probit-Analyse

Im Folgenden verwenden wir ein ökonomisches Modell, um bedingte Übergangswahrscheinlichkeiten von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit für die Jahre 1995 bis 2000 zu schätzen. Analog zu den deskriptiven Berechnungen untersuchen wir hierbei den Einfluss der Reform auf die bedingten Wahrscheinlichkeiten. Zur Modellierung des binären Ereignisses eines Übergangs in Arbeitslosigkeit oder dem Verbleib in Arbeit verwenden wir aus der Klasse der generalisierten linearen Modelle das Probit-Modell.<sup>24</sup> Wir schätzen die Übergänge für jedes Jahr von 1995 bis 2000 separat. Eine DiD-Schätzung innerhalb einer Regression zum Herausstellen des Reformeffektes erweist sich auf Grund der Konstruktion der Übergänge als problematisch: Einerseits scheidet eine Konstruktion über Dummies, die einen Übergang in Arbeitslosigkeit im Jahr  $t$  anzeigen, aus, da die Ergebnisvariable selbst als Dummy den Übergang in Arbeitslosigkeit oder Verbleib in Beschäftigung abbildet. Andererseits liegt ein weiteres Problem in der Konstruktion der Übergänge begründet. In der Stichprobe sind nur Personen enthalten, die potentiell eine maximale Anspruchsdauer auf ALG haben können. Da über eine mögliche Anspruchsdauer keine Daten vorliegen, werden approximativ diejenigen Personen betrachtet, die zu einem bestimmten Zeitpunkt mindestens fünf Jahre lang einer Beschäftigung nachgegangen sind. Um den Effekt der Reform bestimmen zu können – resp. um die Risikomenge den Vorreform-, Reform- und Nachreformjahren zuordnen zu können – werden daher als Konvention die Personen betrachtet, für die diese Bedingung in einem bestimmten Jahr gegeben ist. Dementsprechend werden für ein bestimmtes Jahr diejenigen Personen betrachtet, die einen Übergang aufweisen sowie diejenigen, die weiterhin in Beschäftigung verbleiben. Somit ist es möglich, dass Personen, die im Jahr  $t$  der Risikomenge zugerechnet werden, keinen Übergang in Arbeitslosigkeit aufweisen, und unter der Bedingung, dass sie weiter in einer Beschäftigung verbleiben, im Jahr  $t+1$  ebenfalls in der Risikomenge enthalten sind. Eine einzige Regression über die gesamten Jahre wäre daher auf Grund der genannten Konstruktion als problematisch anzusehen. Für die Treatment-Gruppe der 54-56jährigen ist zu erwarten, dass ihre bedingte Übergangswahrscheinlichkeit in Arbeitslosigkeit relativ zur Referenzgruppe der 52-53jährigen in den Nachreformjahren 1999 und 2000 im Vergleich zu den Vorre-

---

<sup>24</sup>Wir folgen damit dem Vorgehen von Kyryä und Wilke (2007). Dort wird das dem Probit-Modell ähnliche Logit-Modell herangezogen.

formjahren 1995 und 1996 abnimmt. Für die Vergleichsgruppe der 57jährigen sollten sich hingegen durch die Reform keine Änderungen ergeben. Wir erwarten deshalb annähernd konstante bedingte Übergangswahrscheinlichkeiten über die Jahre 1995 bis 2000. Wir schätzen das folgende Probit Modell separat für die Jahre 1995-2000:

$$P_i(Y_i = 1|X_i) = \Phi(X_i\beta)$$

wobei die Koeffizienten  $\beta$  zu schätzen sind. Die Variable  $Y_i$  zeigt an, ob man arbeitslos wird oder nicht ( $Y$  kann die Werte 1 für das Ereignis Übergang in Arbeitslosigkeit und 0 für das Ereignis Beschäftigung annehmen).  $X_i$  ist ein Vektor der persönlichen Merkmale der Person  $i$ .  $\beta$  bezeichnet den Vektor der Koeffizienten, der annahmemaß für alle Individuen gleich ist.  $P_i$  bezeichnet somit die Wahrscheinlichkeit, dass Person  $i$ , gegeben ihren persönlichen Merkmalen, arbeitslos wird.<sup>25</sup> Um den Effekt der Reform auf die Übergänge in Arbeitslosigkeit abzubilden, verwenden wir jeweils für die Referenzgruppe der 52-53jährigen, die Treatment-Gruppe der 54-56jährigen und für die Vergleichsgruppe der 57jährigen einen Dummy. Die geschätzten Koeffizienten sind in Tabelle 2 dargestellt. Für die interessierenden Koeffizienten „Alter 54-56“ und „Alter 57“ sind zusätzlich die bedingten Wahrscheinlichkeiten eines Übergangs in Arbeitslosigkeit des jeweiligen Altersdummys abgetragen. Die Ergebnisse folgen weitestgehend den vorherigen deskriptiven Resultaten. Im Zeitablauf ist für alle Altersgruppen eine generell abnehmende Wahrscheinlichkeit eines Übergangs festzustellen, die nicht auf die Reform sondern auf andere Einflüsse (z.B. konjunkturelle) zurückzuführen ist. Daneben ist die Höhe der bedingten Wahrscheinlichkeiten im Jahre 1996 im Vergleich zu den anderen Jahren problematisch - v.a. für die Vergleichsgruppe der 57jährigen – und kann ebenfalls nicht schlüssig erklärt werden, insbesondere nicht durch die von uns betrachteten institutionellen Änderungen. Dennoch kann man festhalten, dass die durch die Reform zu erwartenden Änderungen, bezogen auf die Treatment-Gruppe der 54-56jährigen, eingetreten sind. D.h. für die Nachreformjahre 1999 und 2000 verringert sich die bedingte Übergangswahrscheinlichkeit dieser Gruppe im Vergleich zur Referenzgruppe stärker als die der 57jährigen. Berechnet man den DiD Treatment Effekt für die bedingten Übergangswahrscheinlichkeit der 54-56jährigen in den Jahren 1995 und 2000 im Vergleich

---

<sup>25</sup>Darin sind neben dem Lebensalter folgende Variablen enthalten: Lohn, vorherige Arbeitslosigkeitsphasen, Bildungsabschluss, Berufsgruppe, Wirtschaftszweig des Betriebes (vgl. Tabelle 2). Weitere Variablen wurden zunächst berücksichtigt. Soweit sie aber nicht signifikant waren und die Robustheit der Ergebnisse nicht beeinflussten, wurden sie eliminiert. Kreuzeffekte wurden ebenfalls zunächst modelliert. Da aber keine Signifikanz vorlag und zudem keine Beeinträchtigung der Stabilität der Schätzung festgestellt werden konnte, wurden diese gleichsam entfernt.

zur Referenzgruppe, so ergibt sich eine Abnahme um 3 Prozentpunkte. Der erwartete Reformeffekt, eine Verringerung der bedingten Übergangswahrscheinlichkeit in Arbeitslosigkeit, kann somit festgestellt werden.

Tabelle 2: Ergebnisse der Probit Schätzungen

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Ausländer	.162 (.039)	.115 (.038)	.163 (.041)	.150(.047)	.033 (.051)	.022 (.054)
1 Mal arbeitslos	.142 (.042)	.118 (.042)	.080 (.046)	.179 (.049)	.198 (.051)	.178 (.050)
2-3 Mal arbeitsl.	.222 (.050)	.264 (.045)	.313 (.049)	.337 (.054)	.299 (.057)	.339 (.056)
> 3 Mal arbeitsl.	.320 (.104)	.594 (.080)	.442 (.097)	.564 (.097)	.493 (.103)	.349 (.107)
Landwirtschaft	-.006 (.068)	.018 (.067)	-.020 (.077)	.047 (.088)	.479 (.072)	.586 (.074)
Baugewerbe	.022 (.036)	.279 (.033)	.337 (.037)	.187 (.045)	.209 (.051)	.293 (.054)
Berufsausbildung	-.137 (.028)	-.116 (.028)	-.170 (.031)	.044 (.035)	-.064 (.039)	-.088 (.040)
Studienabschluss	-.348 (.056)	-.257 (.052)	-.288 (.059)	.118 (.061)	-.266 (.077)	-.203 (.073)
Lohnquintil 2	-.680 (.127)	-.650 (.134)	-.991 (.177)	-.583 (.149)	-.261 (.082)	.050 (.079)
Lohnquintil 3	-.625 (.132)	-.589 (.137)	-.397 (.136)	.948 (.197)	-.501 (.062)	-.322 (.065)
Lohnquintil 4	-.515 (.098)	-.407 (.097)	-.398 (.108)	.150 (.106)	-1.024 (.055)	-.790 (.056)
Lohnquintil 5	-.808 (.044)	-.834 (.041)	-.891 (.049)	.918 (.052)	-.957 (.048)	-.699 (.046)
Alter 54-56	.374 (.030)	.316 (.028)	.304 (.032)	.224 (.035)	.170 (.037)	.092 (.038)
Alter 57	.285 (.038)	.427 (.035)	.324 (.039)	.312 (.043)	.309 (.046)	.268 (.046)
Konstante	-1.06 (.052)	-.985 (.050)	-.957 (.058)	1.081 (.063)	-1.140 (.056)	-1.399 (.056)
Beobachtungen	31,742	29,369	26,153	23,850	22,518	22,751
log-ps-likelihood	-6255.064	-6705.367	-5289.983	-4148.084	-3442.744	-3149.555
Wald $\chi^2(14)$	682.69	900.95	741.50	580.68	799.66	598.81
Aus dem Modell berechnete bedingte Wahrscheinlichkeiten						
Alter 54-56	.036	.036	.030	.019	.012	.006
Alter 57	.033	.062	.039	.032	.026	.020

Standardfehler in Klammern.

## 4.2 Verweildauer in Arbeitslosigkeit

Wir erwarten aufgrund der Verkürzung der maximalen Anspruchsdauer für die Gruppe der 54-56jährigen ein Absinken der Verweildauer in Arbeitslosigkeit dieser Gruppe. Darauf weist auch das bereits dargestellte geringere Risiko, arbeitslos zu werden, hin. Wir erwarten also, dass sich insbesondere der Anteil an den 54-56jährigen Arbeitslosen verringert hat, der nie wieder eine Beschäftigung aufnimmt und dass sich die bedingte Verteilung der Arbeitslosigkeitsdauern dieser Gruppe nach der Reform nicht mehr von den etwas jüngeren 52-53jährigen unterscheiden. Dies wird im Folgenden mit Hilfe eines ökonometrischen Modells überprüft. Wir wenden dazu die Methode der zensierten Quantilsregression an.

Die Quantilsregression ist ein statistisches Verfahren zur Schätzung der bedingten Quantilsfunktion. Im Gegensatz zur OLS-Schätzung, die auf der Minimierung der Summe der quadrierten Residuen beruht, um die bedingte Mittelwert-Funktion schätzen zu können, kann mit der Quantilsregression z.B. die bedingte Medianfunktion anhand der Minimierung der Summe der absoluten Fehler geschätzt werden. Alle anderen Quantilsfunktionen werden anhand der Minimierung einer asymmetrisch gewichteten Summe der absoluten Fehler geschätzt.<sup>26</sup> Die Berechnung des bedingten Erwartungswertes wird mit dem Verfahren der Quantilsregression durch die Berechnung mehrerer bedingter Quantile ersetzt. Die Quantilsregression erlaubt somit eine ausführlichere statistische Analyse bezüglich der Beziehungen zwischen den unterschiedlichen Kovariaten. Es ist mit diesem Verfahren möglich, unterschiedliche Effekte der Kovariaten an verschiedenen Quantilen der bedingten Verteilung der Verweildauer in Arbeitslosigkeit zu erkennen. Das Verfahren ist damit flexibler als das herkömmliche Modell proportionaler Hazard Raten von Cox (1972), das den Effekt der Kovariaten auf ein Vorzeichen beschränkt. Außerdem sind Quantilsregressionen robust in Bezug auf die Verteilung unbeobachteter individueller Heterogenität (vgl. z.B. Fitzenberger und Wilke, 2006a).

Weitere Vorteile dieses Verfahrens (im Vergleich zur OLS Methode) sind zum Einen die Robustheit gegenüber Extremwerten der abhängigen Variable und zum Anderen die höhere Effizienz bei einer breiten Streuung der Fehlertermverteilung.<sup>27</sup> Da die Daten zum Teil rechts zensiert sind und somit das Ende der Arbeitslosigkeitsperioden nicht immer beobachtet werden kann, wird im Folgenden das Modell der zensierten Quantilsregression (CQR) verwendet.<sup>28</sup>

---

<sup>26</sup>Koenker und Hallock (2000)

<sup>27</sup>Für eine Diskussion bezüglich der Vorteile der Quantilsregression siehe auch Schulz (2002).

<sup>28</sup>Die folgende mathematische Darstellung orientiert sich an Fitzenberger und Wilke (2006a)

Sei  $T_i^*$  die wahre Länge der Arbeitslosigkeitsperiode und  $yc_i$  der Zensierungspunkt, also der Schwellenwert, nachdem die Periode nicht mehr beobachtet werden kann. Dann entspricht die beobachtete, abgeschlossene Dauer der Arbeitslosigkeitsperiode:

$$T_i = \min(T_i^*, yc_i).$$

Das verwendete Modell

$$\hat{\beta}_\tau = \operatorname{argmin}_{\beta_\tau \in \mathbb{R}^k} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(\ln(T_i) - \min(x_i' \beta_\tau, \ln(yc_i))),$$

beinhaltet 19 Regressoren  $x$  (inkl. Konstante)<sup>29</sup> und wird an vier niedrigen Quantilen (0.1, 0.2, 0.3, 0.4) geschätzt.<sup>30</sup>  $\rho_\tau$  ist die sogenannte „check function“. Sie basiert auf der absoluten Abweichung der Residuen  $|y_i - x_i' \beta_\tau|$ .<sup>31</sup> Hierbei werden positive Residuen mit  $\tau$  und negative mit  $(1 - \tau)$  gewichtet.

Mit Hilfe der Indikator-Funktion ( $I(A) = 1$ , falls Ereignis A zutrifft und 0 sonst), ist die check-function wie folgt definiert:

$$\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0)).$$

Die Berechnung der Standardfehler findet mit Hilfe des Bootstrap-Verfahrens statt. Es werden  $m$  Zufalls-Stichproben der Größe  $n$  aus dem verwendeten Datensatz mit Zurücklegen gezogen. Für jede gezogene Stichprobe wird der Parameterschätzer  $\hat{\beta}_\tau$  berechnet, sodass die Stichproben-Kovarianz-Matrix einen validen Schätzer der Kovarianz-Matrix des verwendeten Datensatzes widerspiegelt.<sup>32</sup> Um die Standardfehler zu berechnen, schätzen wir das Modell für 150 dieser Stichproben. Die deskriptive Zusammenfassung der Stichprobe findet man in Tabelle 4.

Da es sich bei der betrachteten Reform um ein natürliches Experiment handelt, kann der Effekt der Reform mit einem DiD Ansatz identifiziert werden. Wir bilden deshalb als Koeffizienten die relevanten Interaktionsterme zwischen den unterschiedlichen Altersgruppen und Jahren. Im Einzelnen sind dies die Interaktionsterme „Alter 54–56 in 1995–1998“, „Alter 54–56 in 1999“ sowie „Alter 54–56 in

---

<sup>29</sup>Vgl. Tabelle 4 im Anhang

<sup>30</sup>Es ist zu beachten, dass aufgrund der hohen Zensierungsrate (vgl. Tabelle 4) die Schätzergebnisse an den oberen Quantilen unzuverlässig werden. Ferner ist zu beachten, dass ein Teil der Arbeitslosen frühverrentet ist und nicht nach einer neuen Beschäftigung sucht (Stayer), während andere Arbeitslose wieder eine Beschäftigung suchen und finden (Mover). Aufgrund dieser Problematik könnten hier konventionelle proportionale Hazard Raten Schätzer nicht unmittelbar angewendet werden, vgl. Abbring (2002).

<sup>31</sup>Vgl. Schulze (2004, S. 20)

<sup>32</sup>Vgl. Koenker (2000)



2000“. Es werden ebenfalls Koeffizienten für die Jahre (Reformjahre: 1997, 1998; Nach-Reformjahre: 1999, 2000) gebildet, um den Reform-Effekt, bezogen auf das Referenzjahr 1995 (vor der Reform) beobachten zu können. Wir untersuchen die Hypothese, dass sich Treatment-Gruppe und Referenzgruppe vor der Reform stark voneinander unterscheiden und dies nach der Reform nicht mehr der Fall ist.<sup>33</sup>

In Abbildung 2 ist die Situation der Treatment-Gruppe in den Nach-Reformjahren 1999 und 2000, bezogen auf die Referenzgruppe der 52-53jährigen dargestellt. Die beiden Nach-Reformjahre werden getrennt betrachtet, da man erwarten kann, dass der Reformeffekt durch verschiedene Übergangsregelungen erst mit dem Jahr 2000 vollständig eintritt. Vor der Reform sind sowohl die 54-56jährigen als auch die

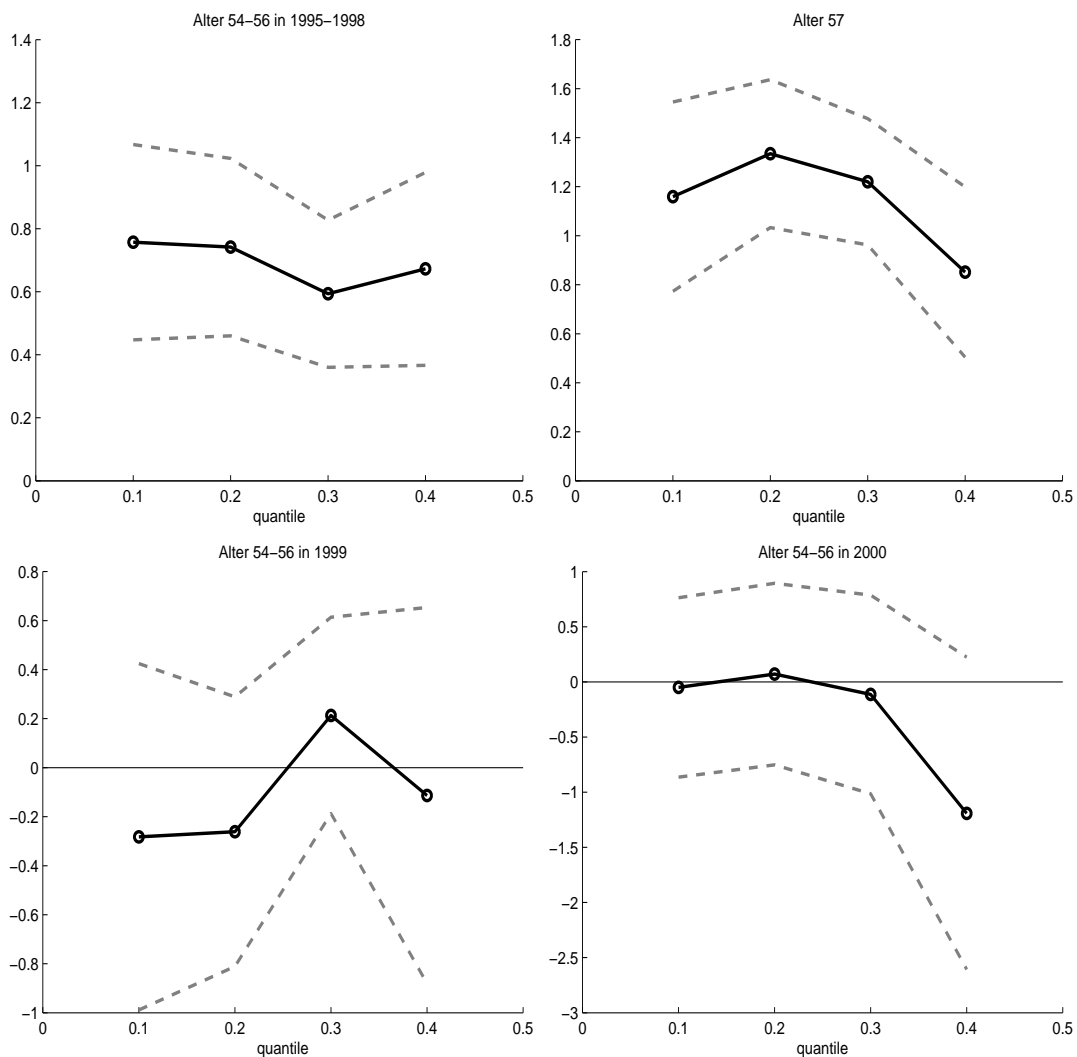


Abbildung 2: Geschätzte Koeffizienten der Quantilsregression-Reformeffekte

57jährigen an allen Quantilen der bedingten Verteilung länger arbeitslos als die

<sup>33</sup>Dies impliziert ein negatives Vorzeichen für den DiD Treatment Effekt.

Referenzgruppe der 52-53jährigen. In den Nach-Reformjahren 1999 und 2000 sind keine signifikanten Unterschiede zwischen Reform- und Referenzgruppe mehr feststellbar. Die Treatment-Gruppe ist also nach der Reform aus statistischer Sicht nicht mehr von der Referenzgruppe unterscheidbar.<sup>34</sup>

In den Abbildungen 4 bis 5 (Anhang) sind die anderen geschätzten Koeffizienten der Quantilsregressionen dargestellt. Im Vergleich zum Jahr 1995 haben die Reformjahre 1997-1998 an allen Quantilen der bedingten Verteilung einen negativen, also verkürzenden Einfluss auf die Dauern der Arbeitslosigkeitsperioden. In den Nach-Reformjahren 1999 und 2000 ist kein signifikanter Unterschied zum Jahr 1995 feststellbar. Die Firmengröße hat einen stark verlängernden Einfluss auf die Dauer der Arbeitslosigkeit. War man vor seiner Arbeitslosigkeit in einem Betrieb beschäftigt, dessen Mitarbeiterzahl mindestens 500 sozialversicherungspflichtig beschäftigte Angestellte umfasst, so ist man erheblich länger arbeitslos als Personen, die in kleineren Betrieben gearbeitet haben. Auch dieses Ergebnis stützt die vorhergehenden Resultate.

Die Variable „Rückruf“ hat an allen Quantilen der bedingten Verteilung einen signifikant negativen Einfluss auf die Länge der Arbeitslosigkeit. Personen, die vor ihrer Arbeitslosigkeit einen Rückruf vom vorherigen Arbeitgeber erhalten haben, weisen an allen Quantilen der bedingten Verteilung eine kürzere Arbeitslosigkeitsdauer auf als Personen, die keinen Rückruf<sup>35</sup> erhalten haben. Von besonderer Bedeutung ist die Entgelt-Variable. Es ist zu beachten, dass von 4545 betrachteten Individuen 1797 (39.5%)<sup>36</sup> ein sehr hohes Entgelt vor ihrer Arbeitslosigkeit bezogen haben (5. Lohnquintil). An allen Quantilen ist für alle Lohnquintile ein signifikant negativer Einfluss auf die Dauer der Arbeitslosigkeit zu erkennen. Dieses Resultat wird durch das niedrigste Lohnquintil getrieben. Solche Personen besitzen in der Regel zusätzlich einen Anspruch auf Sozialhilfe und haben damit häufig eine erheblich höhere Lohnersatzrate als andere ALG-Empfänger.<sup>37</sup>

---

<sup>34</sup>Daraus folgt direkt ein negativer DiD Treatment-Effekt, den wir aber nicht gesondert ausweisen.

<sup>35</sup>Eine Person erhält einen Rückruf, wenn sie nach einer Periode der Arbeitslosigkeit wieder von ihrem vorherigen Arbeitgeber eingestellt wird.

<sup>36</sup>vgl. Tabelle 4

<sup>37</sup>Dies gilt ebenfalls für jüngere Arbeitslose, vgl. Fitzenberger und Wilke (2006b).

## 5 Schlussbetrachtung

Diese Arbeit untersucht die Auswirkungen der Reform der Arbeitslosenversicherung von 1997 auf die Gruppe der 54-56jährigen in Bezug auf Übergänge von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit sowie auf die Dauer der Arbeitslosigkeit. Es wird festgestellt, dass Individuen, die lange Ansprüche auf Arbeitslosengeld kurz vor dem Renteneintritt verlieren, geringere Übergangsraten in Arbeitslosigkeit und kürzere Arbeitslosigkeitsdauern aufweisen. Nach der Reform unterscheiden sie sich nicht mehr von etwas jüngeren Beschäftigten. Wir zeigen also, dass durch die untersuchte Reform die Frühverrentung erschwert wurde. Unsere Ergebnisse sind damit im Einklang mit der empirischen Literatur, die bereits ähnliche Reformen untersucht hat (vgl. z.B. Kyrrä und Wilke, 2007).

Weiterhin wird beobachtet, dass sich die Übergangsraten von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit der älteren Beschäftigten insgesamt seit Mitte der 1990er Jahre verringert haben. Dies könnte neben konjunkturellen Ursachen auch auf andere Reformen der Frühverrentung zurückzuführen sein, die nicht anhand der uns vorliegenden Daten untersucht werden können. So hat sich der Anteil derer, die ihre maximale Anspruchsdauer auf ALG nicht vollständig ausschöpfen, sondern vorher aus dem Datensatz ausscheiden und in unbeobachtete Zustände übergehen, von 14% im Jahr 1995 auf über 32% im Jahr 1999 erhöht.

Unsere Ergebnisse legen nahe, dass die gerade in Deutschland umgesetzte Verkürzung der maximalen Anspruchsdauern auf 18 Monate zu einer erheblichen Verringerung der Arbeitslosigkeit der Gruppe der 57jährigen und Älteren führen wird, da ein nahtloser Übergang von Arbeitslosigkeit in Rente mit Hilfe der 57er Regel nicht mehr möglich ist. Jedoch ist bei der aktuellen Reform mit starken Mitnahmeeffekten zu rechnen, da es hier, im Gegensatz zur Reform von 1997, keine Übergangsregelungen gibt (d.h. die maximalen Anspruchsdauern verkürzen sich von einem Tag auf den anderen von 32 Monaten auf 12-18 Monate). Ferner gab es bei der aktuellen Reform eine erhebliche Verzögerung zwischen der parlamentarischen Entscheidung und dem Inkrafttreten der gesetzlichen Regelung, die zu einer vollständigen Antizipation der Reform geführt hat.

Ein Nachteil unserer Analyse ist der kurze beobachtete Nach-Reform Zeitraum, der einen extrem hohen Zensierungsgrad in den Daten verursacht. Weiterhin stoßen wir bei der verwendeten 2% Stichprobe an die untere Grenze bzgl. der notwendigen Beobachtungszahl. Unsere Analyse ist eine Partialanalyse, d.h. wir können nicht feststellen, ob es durch die Reform insgesamt mehr Beschäftigung gab oder ob die

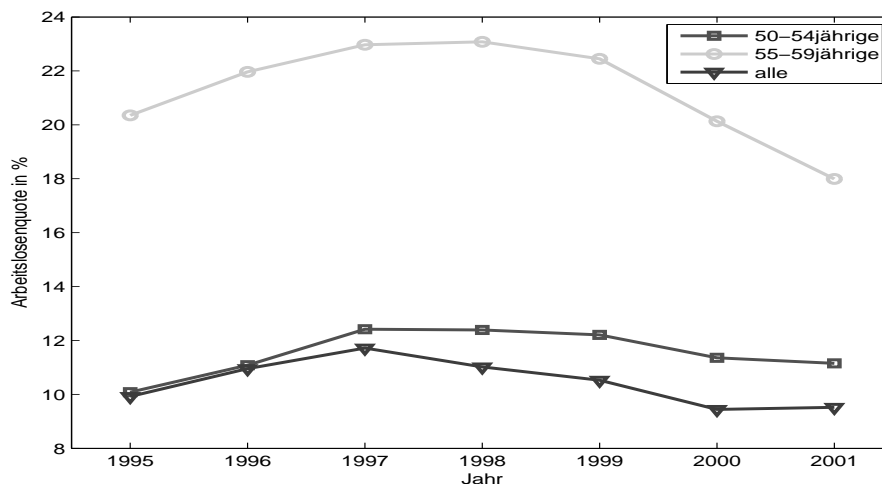


Abbildung 3: Arbeitslosenquote nach Altersgruppen (Quelle: Berechnungen des IAB)

Reform z.B. indirekte negative Effekte auf z.B. Berufseinsteiger hatte. Aus Abbildung 3 geht jedoch hervor, dass die Arbeitslosenquote der Gruppe der 55-59jährigen, im Vergleich zum Rest der Bevölkerung, nach der Reform stärker gesunken ist. Reformen der betrachteten Art scheinen also substantiell zur Absenkung der Altersarbeitslosigkeit beitragen zu können. Dies wurde in dieser Arbeit jedoch nicht detailliert untersucht und da die Altersgrenzen in Abbildung 3 nicht mit denen in diesem Papier übereinstimmen, ist weiterer Forschungsbedarf in dieser Fragestellung notwendig. Ebenso wäre es interessant zu untersuchen, warum insbesondere größere Unternehmen diese Form der Frühverrentung anwenden. Eine weitere interessante offene Fragestellung wäre, in welchen Umfang sich die Transferströme in der Arbeitslosenversicherung nach der Reform aufgrund der in diesem Papier herausgearbeiteten direkten Effekte verändert haben. Dazu müssten aber Daten über einen längeren Nachreformzeitraum vorliegen. Eine Abschätzung des Gesamteffekts dagegen ist nur mit einer anderen methodischen Vorgehensweise möglich.

Unsere Analysen beruhen auf umfangreichen administrativen Individualdaten und aktuellen ökonometrischen Methoden. Wir zeigen, dass der von der Politik eingeschlagene Weg des Sozialleistungsabbaus zumindest in den betroffenen Gruppen weniger und kürzere Arbeitslosigkeitsphasen nach sich ziehen kann. Ferner schlagen unsere Ergebnisse vor, dass das Arbeitslosengeld maximal nur 12 Monate und generell nur bis zu einem Alter von deutlich unterhalb 65 Jahren gezahlt werden sollte, um einen unnötigen Missbrauch von Versicherungsleistungen kurz vor dem

Renteneintritt zu erschweren. Personen, deren Lebensunterhalt nicht gesichert wäre, würden weiterhin Arbeitslosengeld II beziehen.

## Anhang

Tabelle 3: Mindestalter für die maximalen Anspruchsdauern auf ALG vor und nach der Reform von 1997 (Quelle: In Anlehnung an Plaßmann (2002) und Bundesgesetzblatt 1997 Teil I, S. 595)

(erweiterte) Rahmenfrist in Jahren	Mindestbe- schäftigungsdauer in Monaten	Max. Anspruchs- dauer in Monaten	Mindestalter in Jahren	
			vor der Reform	nach der Reform
3	12	6	–	–
7	16	8	–	–
7	20	10	–	–
7	24	12	–	–
7	28	14	42	45
7	32	16	42	45
7	36	18	42	45
7	40	20	44	47
7	44	22	44	47
7	48	24	49	52
7	52	26	49	52
7	56	28	54	57
7	60	30	54	57
7	64	32	54	57

Tabelle 4: Beschreibung der Stichprobe für die Verweildaueranalyse.

Beobachtungszahl	4,545		
	min	max	median
Arbeitslosigkeitsdauer	3	2,525	849
Variable			
Zensierung	71%		
verheiratet	81%		
Landwirtschaft	4%		
Baugewerbe	15%		
Jahre 1997–1998	36%		
Jahr 1999	16%		
Jahr 2000	13%		
Berufsausbildung	71%		
Studienabschluss	6%		
Rückruf	6%		
Alter 54-56 in 1995-1998	57%		
Alter 54-56 in 1999	9%		
Alter 54-56 in 2000	6%		
Alter 57	25%		
2. Lohnquintil	4%		
3. Lohnquintil	12%		
4. Lohnquintil	21%		
5. Lohnquintil	40%		
Großunternehmen	35%		

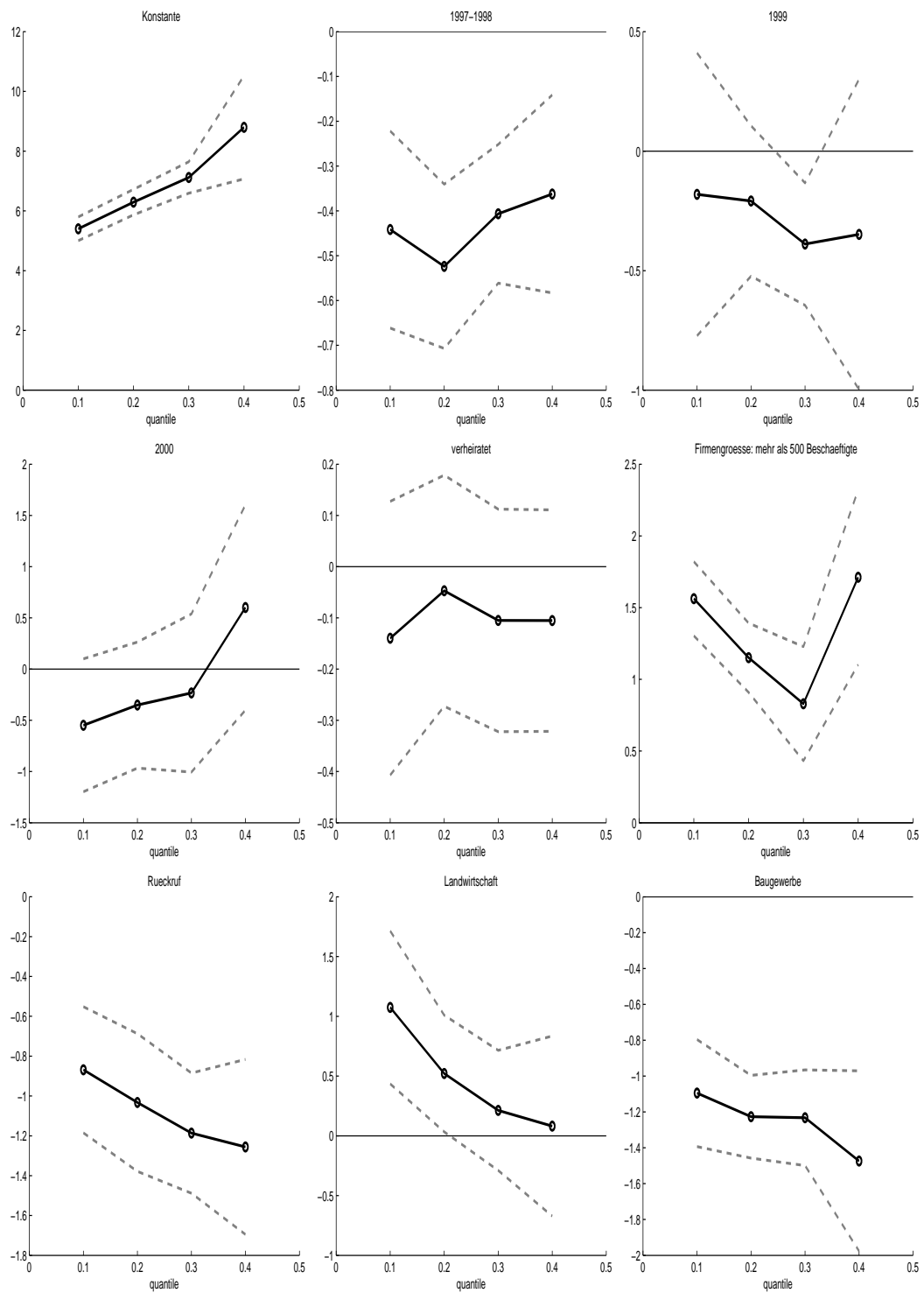


Abbildung 4: Geschätzte Koeffizienten der Quantilsregression, Teil I



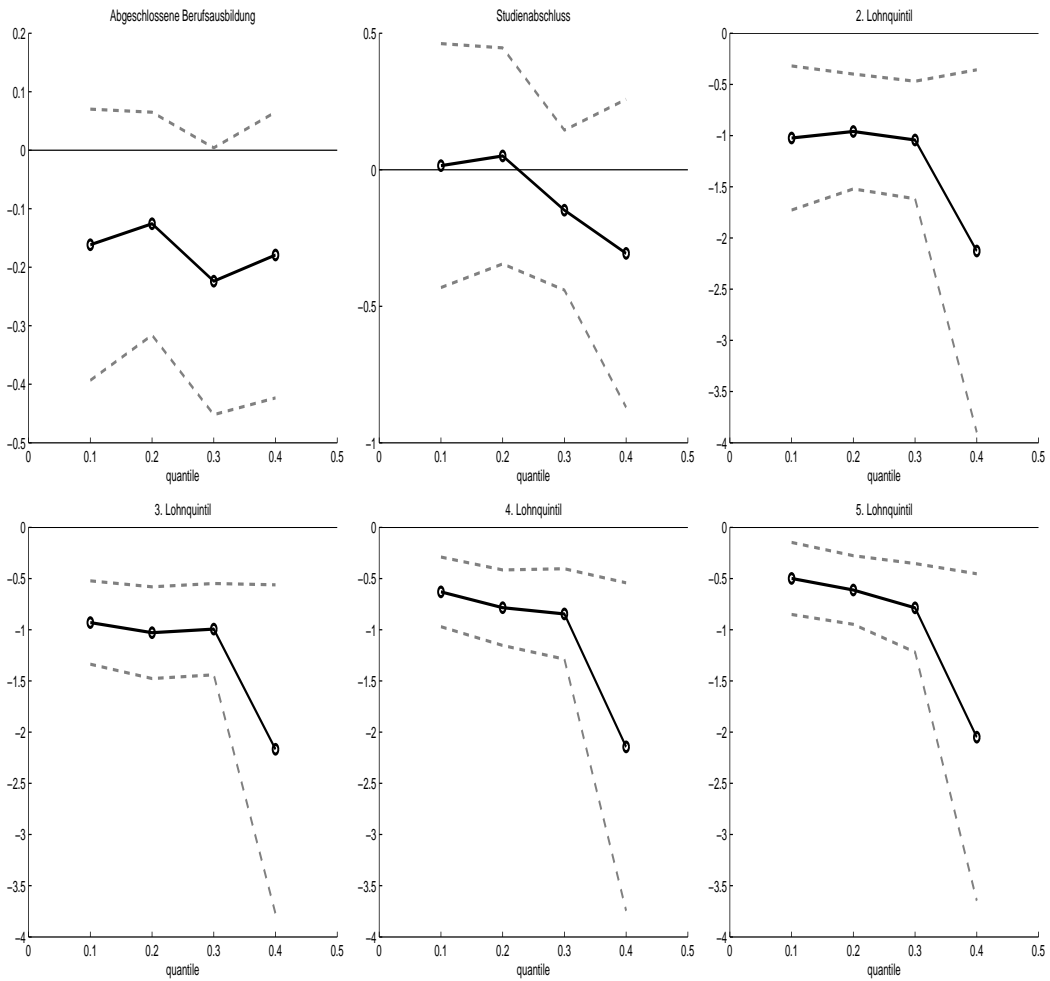


Abbildung 5: Geschätzte Koeffizienten der Quantilsregression, Teil II

## Literatur

- Abbring, J.H. (2002): „Stayers versus defecting movers: a note on the identification of defective duration models“. *Economic Letters* 74, S. 327–331
- Arnds, P. und Bonin, H. (2002): „Frühverrentung in Deutschland: Ökonomische Anreize und institutionelle Strukturen“. IZA Discussion Paper No. 666, Bonn
- Bender, S. und Hilzendegen, J. (1995): „Die IAB-Beschäftigtenstichprobe als scientific use file“. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 28. Jahrgang, Nürnberg
- Berkel, B. und Börsch-Supan, A. (2003): „Renteneintrittsentscheidungen in Deutschland: Langfristige Auswirkungen verschiedener Reformoptionen.“. MEA, Mannheim
- Biewen, M. and Wilke, R.A. (2005): „Unemployment Duration and the Length of Entitlement Periods for Unemployment Benefits: do the IAB employment Subsample and the German Socio-Economic Panel yield the same Results?“. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 89(2), 209–236
- Carling, K., Holmlund, B., and Vejsiu, A. (2001): „Do Benefit Cuts Boost Job Finding? Swedish Evidence from the 1990s“. *The Economic Journal*, 111, 766–790
- Cox, D. R. (1972): „Regression Models and Life Tables (with Discussion)“. *Journal of the Royal Statistical Society, B*, 34, 187–220
- Duval, R. (2003): „The Retirement Effects of Old-age Pension and Early Retirement Schemes in OECD Countries“. OECD Economics Department Working Paper 370, OECD, Paris
- Eichhorst, W. und Sproß, C. (2005): „Die Weichen führen noch nicht in die gewünschte Richtung“. IAB Kurzbericht, Ausgabe Nr. 16, Nürnberg
- Engstler, H. (2004): „Geplantes und realisiertes Austrittsalter aus dem Erwerbsleben—Ergebnisse des Alerssurveys 1996 und 2002“. DZA-Diskussionspapiere Nr. 41, Deutsches Zentrum für Altersfragen, Berlin
- Fitzenberger, B. und Wilke, R. A. (2004): „Unemployment Duration in West-Germany Before and After the Reform of the Unemployment Compensation System During the 1980s“. ZEW Discussion Paper No.04-24, Mannheim

- Fitzenberger, B. und Wilke, R. A. (2006a): „Using Quantile Regression for Duration Analysis“. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 90(1), 103–118
- Fitzenberger, B. und Wilke, R. A. (2006b): „Censored Box-Cox Quantile Regression for Unemployment Duration in Germany“. unveröffentlichtes Manuskript
- Franz, W. (2003): *Arbeitsmarktökonomik*. 5. Auflage, Heidelberg (Springer).
- Hamann, S. et al. (2004): “Die IAB-Regionalstichprobe 1975-2001: IABS-R01“. *ZA-Information* 55, Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung (Hrsg.), Universität zu Köln, S. 34-59
- Heyma, A. (2004), “A Structural Dynamic Analysis of Retirement Behavior in the Netherlands“. *Journal of Applied Econometrics*, 19(6), 739-759
- Hunt, J. (1995): „The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany“. *Journal of Labor Economics*, Vol 13, No.1 (January 1995), 88–120
- Koenker, R. und Hallock, K. (2000): „Quantile Regression - An Introduction“. University of Illinois
- Kunisch, P. (1984): „Vorruhestandsgesetz und 59er-Regelung: Möglichkeiten der Frühpensionierung“. Heider-Verlag, Bergisch Gladbach
- Kyyrä, T. und Wilke, R. A. (2007): „Reduction in the Long-Term Unemployment of the Elderly: A Success Story from Finland“. Erscheint in: *Journal of the European Economic Association* Vol.5, No.1
- Lindeboom, Marten (1998): „Microeconomic Analysis of the Retirement Decision: The Netherlands“. OECD Economics Department Working Paper 207, OECD, Paris
- Meyer, B. (1995): „Lessons from the U.S. Unemployment Insurance Experiments“. *Journal of Economic Literature*, 33, 91-131
- OECD (2002), „Increasing Employment: The Role of Later Retirement“, Chapter V. *OECD Economic Outlook*, No. 72, December, Paris
- Platzmann, G. (2002): „Der Einfluss der Arbeitslosenversicherung auf die Arbeitslosigkeit in Deutschland“. *Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung*, 255,

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit  
(IAB) Nürnberg

Pfeiffer, U. und Simons, H. (2004): „Früheruhestand vor dem Ende: Die kurzfristigen Auswirkungen auf den Arbeitsmarkt“. Deutsches Institut für Altersvorsorge, Köln

Rantala, J. (2002), „Unemployment among the Elderly and Unemployment Pension“ (in Finnisch). Central Pension Security Institute, Reports 2002:28, Helsinki

Schulze, N. (2004): „Applied Quantile Regression: Microeconomic, Financial and Environmental Analysis“. Dissertation, Universität Tübingen

Steiner, V. (1997): „Extended Benefit-Entitlement Periods and the Duration of Unemployment in West-Germany“. ZEW Discussion Paper No.97-14, Mannheim

Winter-Ebmer, R. (2003): “Benefit duration and unemployment entry: A quasi experiment in Austria“. European Economic Review, 47, 259-273

Wolff, J. (2003): ”Unemployment compensation and the duration of unemployment in East Germany“ Sfb 386 Discussion Papers 344. University of Munich