

Der Open-Access-Publikationsserver der ZBW – Leibniz-Informationzentrum Wirtschaft  
*The Open Access Publication Server of the ZBW – Leibniz Information Centre for Economics*

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

**Working Paper**

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

ZEW Discussion Papers, No. 06-21

**Provided in cooperation with:**

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)

Suggested citation: Müller, Eva; Wilke, Ralf A.; Zahn, Philipp (2006) : Beschäftigung und Arbeitslosigkeit älterer Arbeitnehmer: Eine mikroökonomische Evaluation der Arbeitslosengeldreform von 1997, ZEW Discussion Papers, No. 06-21, <http://hdl.handle.net/10419/24213>

**Nutzungsbedingungen:**

Die ZBW räumt Ihnen als Nutzerin/Nutzer das unentgeltliche, räumlich unbeschränkte und zeitlich auf die Dauer des Schutzrechts beschränkte einfache Recht ein, das ausgewählte Werk im Rahmen der unter

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen> nachzulesenden vollständigen Nutzungsbedingungen zu vervielfältigen, mit denen die Nutzerin/der Nutzer sich durch die erste Nutzung einverstanden erklärt.

**Terms of use:**

*The ZBW grants you, the user, the non-exclusive right to use the selected work free of charge, territorially unrestricted and within the time limit of the term of the property rights according to the terms specified at*

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>  
*By the first use of the selected work the user agrees and declares to comply with these terms of use.*

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\*

Eva Müller<sup>†</sup>      Ralf A. Wilke<sup>‡</sup>      Philipp Zahn<sup>§</sup>

März 2006

---

\*Wir danken Sarah Heinemann für die 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: wilke@zew.de

<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 dieser Gruppe untersucht. Die Analyse beruht auf der IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-2001, welche tagessnaue 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 ist eine Verkürzung der Verweildauern in Arbeitslosigkeit nach der Reform zu beobachten. 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.

**Stichworte:** Arbeitslosenversicherung, Frühverrentung, Administrative Daten

**JEL:** J64, J65

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Institutionelle Rahmenbedingungen</b>	<b>2</b>
<b>3</b>	<b>Daten</b>	<b>5</b>
3.1	Definitionen der Arbeitslosigkeit . . . . .	6
3.2	Variablen . . . . .	7
<b>4</b>	<b>Empirische Analyse</b>	<b>8</b>
4.1	Übergänge von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit . . . . .	9
4.1.1	Probit-Analyse . . . . .	11
4.2	Verweildauer in Arbeitslosigkeit . . . . .	14
4.2.1	Quantilsregressionen . . . . .	15
<b>5</b>	<b>Schlussbetrachtung</b>	<b>18</b>

# 1 Einleitung

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 der 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). Gleichzeitig werden ältere Arbeitnehmer häufiger über das Arbeitslosengeld in den vorzeitigen Ruhestand entlassen. Für die untersuchte Altersgruppe ist demnach ein Absinken der Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden sowie eine Verkürzung der Verweildauer in Arbeitslosigkeit zu erwarten.

Ähnliche Untersuchungen wurden bereits für andere Reformen des Arbeitslosengeldes durchgeführt. So wurden im Rahmen der Reform in den 1980er Jahren die maximalen Anspruchsdauern auf Arbeitslosengeld (ALG) für ältere Beschäftigte auf 32 Monate angehoben. 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 „non-employment“ 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<sup>1</sup>. Wolff (2003) untersucht mit dem Sozio-Ökonomischen Panel für Ostdeutschland die auch hier betrachtete Reform des Jahres 1997 und stellt ebenfalls den 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. Kyyrä und Wilke (2006) untersuchen eine Reform der finnischen Rentenversicherung im Hinblick auf die Auswirkungen für ältere Arbeitslose. Diese Reform dürfte vergleichbare Konsequenzen nach sich ziehen, wie die hier betrachtete Reform der Arbeitslosenversicherung, denn ähnlich wie in Deutschland besteht in Finnland die Möglichkeit, nach einer Phase der (Langzeit-) Arbeitslosigkeit vorzeitig in Rente überzugehen. Durch die Reform wurden die Altersgrenzen dieser Frühverrentungsmöglichkeit um zwei Jahre angehoben. Zum Einen stellen die Autoren eine Reduktion des Risikos, arbeitslos zu werden, für die betroffenen Altersgruppe fest und zum Anderen finden sie anhand einer Verweildaueranalyse heraus, dass sich die Verweildauern in Arbeitslosigkeit dieser Gruppe stark verringert haben. Unsere methodische Vorgehensweise lehnt sich an die von Kyyrä und Wilke (2006) 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 ALH. Während das ALG eine Versicherungsleistung

---

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

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 (§§ 193f. SGB III) 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 dem Lebensalter des Betroffenen (§ 127 SGB III). 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 sich Ansprüche, die bereits vor der Reform erzeugt wurden, nicht veränderten. Gegeben, dass die erweiterte Rahmenfrist<sup>3</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

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

<sup>3</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.

deutschen Rentensystems einen Einfluss auf die Verweildauer in Arbeitslosigkeit<sup>4</sup>. Das frühzeitige Ausscheiden aus dem Erwerbsleben begünstigen unter anderem folgende Regelungen der Sozialversicherung<sup>5</sup>:

- Renten bei verminderter Erwerbsfähigkeit
- Altersrente für langjährig Versicherte
- 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>6</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>7</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 Erwerbساustritt dargestellt:

### **Die 58er Regel**

Das „Arbeitslosengeld unter erleichterten Voraussetzungen“ gemäß § 428 SGB III 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

---

<sup>4</sup>Für eine ausführliche Darstellung des deutschen Rentensystems und möglicher Frühverrentungspfade vgl. Arnds und Bonin (2002) sowie Berkel und Börsch Supan (2003)

<sup>5</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.

<sup>6</sup>Vgl. Arnds und Bonin (2002)

<sup>7</sup>Vgl. Pfeiffer und Simons (2004)

nach Vollendung des 58. Lebensjahres für mindestens ein Jahr keiner sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung nachgegangen sein<sup>8</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 Arbeitslosigkeit keinen Abschlägen unterlag, konnten von der 57er Regel beide Seiten profitieren<sup>9</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>10</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.

## 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>11</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 integrier-

---

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

<sup>9</sup>Vgl. Eichhorst und Sproß (2005)

<sup>10</sup>Die Übergangsregelungen beinhalten vor Allem den Bestands- und Vertrauensschutz.

<sup>11</sup>Für eine ausführliche Beschreibung der IABS 1975-2001 siehe Hamann et al. (2004)

te Meldeverfahren zur Kranken-, Renten- und Arbeitslosenversicherung darstellt<sup>12</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 Tagesgenauigkeit 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>13</sup>.

### 3.1 Definitionen der Arbeitslosigkeit

Im Sinne des § 16 SGB III 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, 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. Die empirische Analyse dieser Arbeit beruht auf der Definition „nonemployment“ (NE)<sup>14</sup>.

---

<sup>12</sup>Das Meldeverfahren trat für Westdeutschland zum 1. Januar 1973 und für Ostdeutschland mit dem 1. Januar 1991 in Kraft.

<sup>13</sup>Auf mögliche Fehlerquellen in der Beschäftigtenstatistik soll in dieser Arbeit nicht eingegangen werden. Vgl. hierzu Bender und Hilzendingen (1995)

<sup>14</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

**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 Variablen

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. Wir definieren 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>15</sup>. Als Vergleichsgruppe werden

---

robuster machen. Wir haben einen Teil der Analysen bereits für den UPIT Proxy (vgl. Lee und Wilke, 2005) durchgeführt und damit ähnliche Ergebnisse erhalten. Diese sind auf Anfrage von den Autoren erhältlich.

<sup>15</sup>Vgl. Tabelle 3 im Anhang

ergänzend die 57jährigen herangezogen, da sich für sie die maximalen Anspruchsdauern nicht verändert haben<sup>16</sup>. Wir erwarten also 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 57jährigen, erwartet. Bei den Verweildaueranalysen erwarten wir längere Arbeitslosigkeitsdauern der Treatmentgruppe, im Vergleich zur Referenzgruppe, vor der Reform und gleich lange nach der Reform. 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.

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>17</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>18</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 Referenzgruppen bilden 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

---

<sup>16</sup>Da aber andere Reformen der Führverrentung einen Einfluss auf diese Gruppe haben können, verwenden wir sie in unseren ökonometrischen Analysen nicht als Referenzgruppe.

<sup>17</sup>Die Anspruchsdauervariable hat nur einen geringen Füllstand in den Daten. Aus diesem Grund verwenden wir die von Fitzenberger und Wilke (2006b) vorgeschlagene Imputationen. Zur Illustration werden in den deskriptiven Analysen auch teilweise Personen ohne die maximale Anspruchsdauer betrachtet.

<sup>18</sup>Für einen Überblick über die verwendeten Variablen vgl. Tabelle 4 im Anhang

ökonometrischen Modells berechnet. Im zweiten Teil werden zuerst deskriptive Verweildaueranalysen durchgeführt. Daran anschließend werden Quantilsregressionen geschätzt, mit Hilfe derer der Effekt der jeweiligen Kovariaten an den unterschiedlichen Quantilen auf die bedingte Verteilung der Arbeitslosigkeitsdauern betrachtet werden kann.

## 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

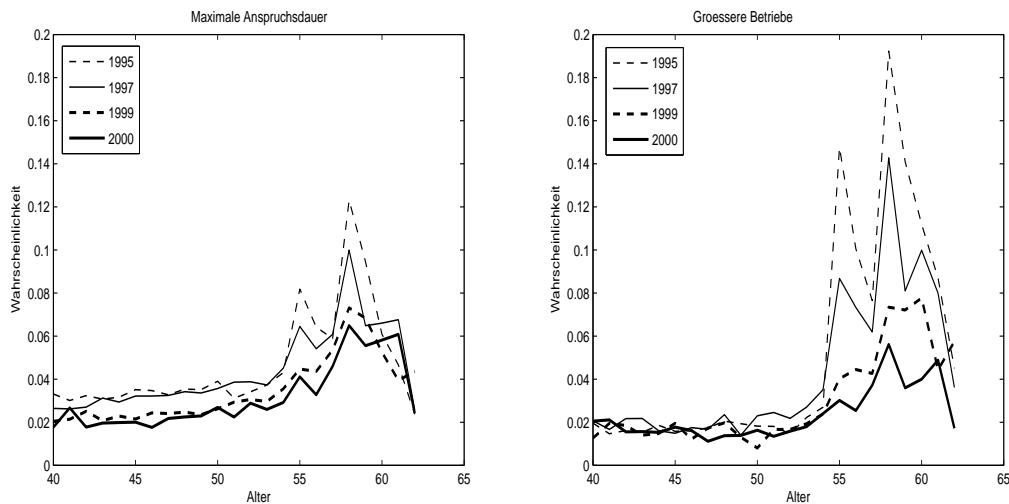


Abbildung 1: Die Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden. Links: alle Beschäftigten mit maximaler Anspruchsdauer; Rechts: nur Betriebe mit mehr als 500 Beschäftigten;(Quelle: Eigene Berechnung mit der IABS 2001)

Wahrscheinlichkeit für Männer mit näherungsweise<sup>19</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 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

<sup>19</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.



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 „Alterstrenge 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), die die Übergangswahrscheinlichkeiten beeinflussen. Es ist bei den Ergebnissen also zu beachten, dass ebenfalls makroökonomische Determinanten einen Effekt auf das Arbeitslosigkeitsrisiko haben, 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>20</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 unsere deskriptiven Ergebnisse aus ökonometrischer Sicht validieren.

---

<sup>20</sup>Als größeres Unternehmen werden im Folgenden Betriebsstätten von Firmen bezeichnet, deren Mitarbeiterzahl mindestens 500 sozialversicherungspflichtige Angestellte umfasst.

#### 4.1.1 Probit-Analyse

Mit Hilfe des Probit-Ansatzes werden für die Jahre 1995 bis 2000 die bedingten Wahrscheinlichkeiten (in Abhängigkeit von persönlichen Merkmalen) eines Übergangs von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit geschätzt<sup>21</sup>. Für die Gruppe der 54-56jährigen ist eine geringere Übergangswahrscheinlichkeit von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit in den Nachreformjahren 1999 und 2000 im Vgl. zu den Vorreformjahren 1995 und 1996 zu erwarten. Für die 52-53 und 57jährigen ist hingegen keine Veränderung der Übergangswahrscheinlichkeit von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit zu erwarten, da sie von der Reform nicht betroffen sind.

Ausgehend von

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

werden die Koeffizienten  $\beta$  geschätzt. 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<sup>22</sup> der Person  $i$ .  $\beta$  bezeichnet den Vektor der Koeffizienten, der annahm gemäß für alle Individuen gleich ist.  $P_i$  bezeichnet somit die Wahrscheinlichkeit, dass Person  $i$ , gegeben ihren persönlichen Merkmalen, arbeitslos wird. Von besonderem Interesse sind die Dummy-Variablen der Altersgruppen: Der Einfluss des Dummies der 54-56jährigen sollte sich nach der Reform deutlich verringern.

Die Ergebnisse, die in Abbildung 2 und Tabelle 2 dargestellt sind, folgen weitestgehend den vorherigen deskriptiven Resultaten. In Abbildung 2 werden die bedingten Wahrscheinlichkeiten für die Altersgruppen der 54-56jährigen und der 57jährigen dargestellt. 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. Weiterhin ist der Verlauf der bedingten Wahrscheinlichkeiten im Jahre 1996 problematisch und kann ebenfalls nicht schlüssig erklärt werden, insbesondere nicht durch institutionelle 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 Jahre 1999 und 2000 verringert sich die Übergangswahrscheinlichkeit dieser

---

<sup>21</sup>Aus datenschutzrechtlichen Gründen wurden diese Analysen ohne die Variablen „Familienstand“ und „Betriebsgröße“ durchgeführt.

<sup>22</sup>Darin sind folgende Variablen enthalten: Lohn, vorherige Arbeitslosigkeitsphasen, Bildungsabschluss, Berufsgruppe, Wirtschaftszweig des Betriebes.

Gruppe stärker als die der anderen Gruppen (vgl. Abbildung 2). Der erwartete Reformeffekt, eine Verringerung der Übergangswahrscheinlichkeiten in Arbeitslosigkeit, kann somit für die betroffene Gruppe der 54-56jährigen festgestellt werden.

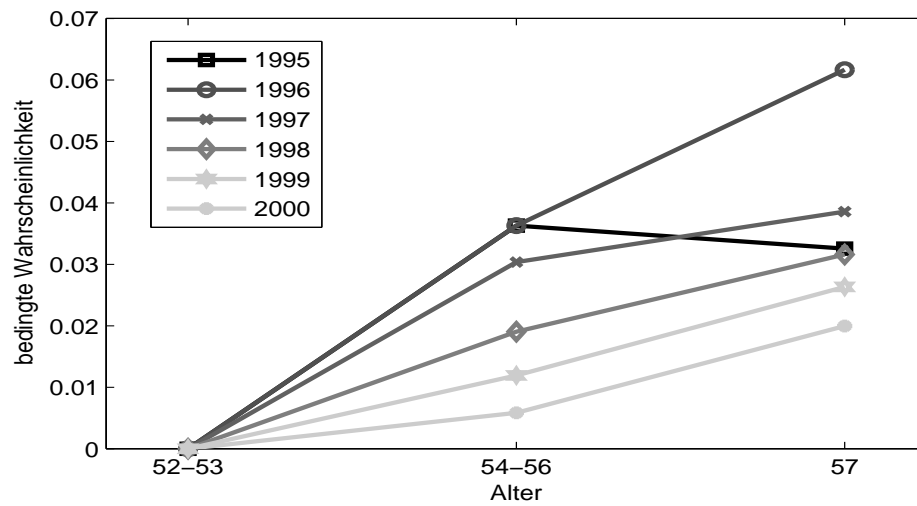


Abbildung 2: Ergebnisse der Probit Analyse: Unterschiede in den geschätzten bedingten Wahrscheinlichkeiten.

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

Standardfehler in Klammern.

## 4.2 Verweildauer in Arbeitslosigkeit

Die Verweildaueranalyse beantwortet die Frage, mit welcher Wahrscheinlichkeit Personen nach einer gewissen Dauer  $t$  in Arbeitslosigkeit verbleiben. Die Überlebensfunktion  $S(t)$  gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass die Verweildauer in Arbeitslosigkeit ( $T$ ) einen Wert größer als  $t$  annimmt, also die Wahrscheinlichkeit, länger als der feste Wert  $t$  in Arbeitslosigkeit zu „überleben“.

Die Überlebensfunktion kann im Fall zensierter Daten mit Hilfe des Kaplan-Meier Schätzers ermittelt werden<sup>23</sup>. Der Kaplan-Meier Schätzer der Überlebensfunktion  $\hat{S}(t)$  (product-limit estimator) wird als das Produkt der Wahrscheinlichkeiten, jedes vorangegangene Intervall „überlebt“ zu haben, berechnet.

Aufgrund der Verkürzung der maximalen Anspruchsdauer für die Gruppe der 54-56jährigen ist ein Absinken der Verweildauern in Arbeitslosigkeit dieser Gruppe zu erwarten. Gestützt wird diese Vermutung ebenfalls durch das bereits dargestellte geringere Risiko, arbeitslos zu werden. In Abbildung 5 im Anhang werden die Überlebensfunktionen für unterschiedliche Stichproben und Jahre dargestellt. Die linken Grafiken beziehen sich dabei lediglich auf das Alter und das Jahr (sie beinhalten demnach auch Personen ohne maximale Anspruchsdauer), die mittleren Grafiken zusätzlich auf die maximale Anspruchsdauer der Personen. Es ist zu erkennen, dass die Verweildauer in Arbeitslosigkeit im Zeitablauf in allen Altersgruppen gleich bleibt oder sich verringert. Für die Gruppe der 54-56jährigen ist aber eine signifikante Verkürzung der Verweildauern in Arbeitslosigkeit vom Vor-Reformjahr zu den Nach-Reformjahren erkennbar<sup>24</sup>. Die absoluten Verkürzungen der Verweildauern in Arbeitslosigkeit legen ebenfalls eine relative Verkürzung nahe, die aber erst mit der ökonometrischen Methode der Quantilsregressionen genauer untersucht werden kann. Des Weiteren sind Niveau-Unterschiede der Längen der Verweildauern in Arbeitslosigkeit zwischen den verschiedenen Altersgruppen erkennbar. Je älter man ist, umso länger bleibt man arbeitslos. Die mittleren Abbildungen zeigen die Situation für Personen, die über die maximale Anspruchsdauer auf Arbeitslosengeld verfügen. Im Vergleich zu den Grafiken, die sich lediglich auf das Alter und das Jahr beziehen, sind Niveauunterschiede hinsichtlich der Längen der Verweildauern in Arbeitslosigkeit über alle Altersgruppen feststellbar. Wer eine maximale Anspruchsdauer auf Arbeitslosengeld besitzt, ist länger arbeitslos als Individuen, die nicht die maximale Anspruchsdauer besitzen<sup>25</sup>. Auch für diese Gruppe ist eine Verkürzung der Verweil-

---

<sup>23</sup>Vgl. Kaplan und Meier (1958).

<sup>24</sup>Aus Gründen der Übersichtlichkeit werden die Konfidenzintervalle in Abbildung 5 weggelassen.

<sup>25</sup>Im Lichte der Ergebnisse von Fitzenberger und Wilke (2004, 2006b) und Lee und Wilke (2005)

dauern in Arbeitslosigkeit im Zeitablauf erkennbar. Allerdings verlängern sich die Dauern der 52-53 und 57jährigen in den Nach-Reformjahren wieder, was auf andere Gründe als die Reform zurückgeführt werden muss. Für die Treatment-Gruppe ist eine signifikante Verringerung der Verweildauern in Arbeitslosigkeit von 1995 auf 1999 und von 1995 auf 2000 erkennbar.

In der rechten Spalte von Abbildung 5 sind die Überlebensfunktionen dargestellt, wenn man zuvor in einem größeren Unternehmen beschäftigt war. Im Vergleich zu den anderen Spalten sind die Verweildauern in Arbeitslosigkeit für alle Altersgruppen länger. Die Wahrscheinlichkeit, nach 700 Tagen noch nicht die Arbeitslosigkeit verlassen zu haben, liegt bei dramatischen 80%. Für die Treatmentgruppe, die einen maximalen Anspruch auf ALG besitzt, ist eine deutliche Verringerung der Verweildauern im Nach-Reformjahr 2000 zu erkennen. Dies ist ein starkes Indiz, dass vor Allem große Firmen die bestehenden Frühverrentungspfade im System der Arbeitslosenversicherung genutzt haben, um ihre älteren Angestellten in den vorzeitigen Ruhestand zu entlassen. Durch die Verkürzung der maximalen Anspruchsdauern auf Arbeitslosengeld für die Gruppe der 54-56jährigen scheinen die Anreize zum verfrühten Erwerbsaustritt abgeschwächt worden zu sein. Im Folgenden wird ein ökonometrisches Modell geschätzt, um unsere deskriptiven Befunde zu überprüfen.

#### 4.2.1 Quantilsregressionen

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.

---

ist dies aber nicht durch eine verzögerte Annahme einer neuen Beschäftigung, sondern durch Frühverrentung zu erklären.

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

Die 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>.

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) und wird an vier niedrigen Quantilen (0.1, 0.2, 0.3, 0.4) geschätzt<sup>29</sup>.  $\rho_\tau$  ist die sogenannte „check function“. Die Berechnung der Standardfehler findet mit Hilfe des Bootstrap-Verfahrens statt. Es werden  $n$  Zufalls-Stichproben aus dem verwendeten Datensatz mit Zurücklegen gezogen. Für jede gezogene Stichprobe wird der Parameterschätzer  $\hat{\beta}_\tau$  berechnet, so dass die Stichproben-Kovarianz-Matrix einen validen Schätzer der Kovarianz-Matrix des verwendeten Datensatzes widerspiegelt<sup>30</sup>. Um die Standardfehler zu berechnen, schätzen wir das Modell für 150 dieser Stichproben. Die deskriptive Zusammenfassung der Stichprobe findet man in Tabelle 4.

In Abbildung 3 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

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

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

<sup>29</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). Diese Problematik führt zu einer schadhafte Verteilung, auf die man konventionelle proportionale Hazard Raten Schätzer nicht unmittelbar anwenden kann, vgl. Abbring (2002).

<sup>30</sup>Vgl. Koenker (2000)

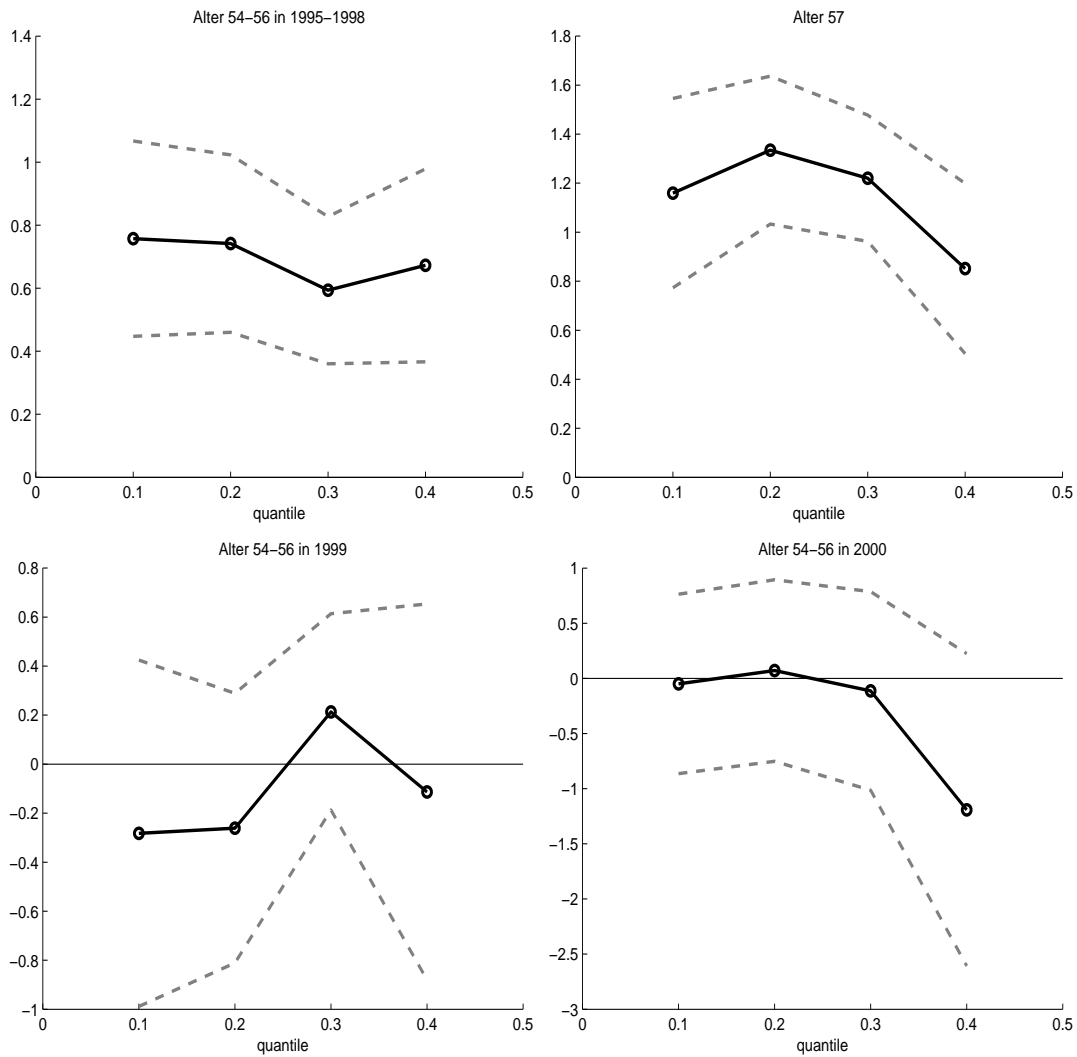


Abbildung 3: Geschätzte Koeffizienten der Quantilsregression–Reformeffekte

57jährigen an allen Quantilen der bedingten Verteilung länger arbeitslos als die Referenzgruppe der 52-53jährigen. In den Nach-Reformjahren 1999 und 2000 sind keine signifikanten Unterschiede zwischen Reform- und Referenzgruppe mehr feststellbar. Dieses Ergebnis stützt die Beobachtungen der deskriptiven Verweildaueranalyse, in der festgestellt wurde, dass sich die Verweildauern in Arbeitslosigkeit der Treatment-Gruppe nach der Reform signifikant verkürzt haben. Die Treatment-Gruppe ist also nach der Reform aus statistischer Sicht nicht mehr von der Referenzgruppe unterscheidbar.

In den Abbildungen 6 bis 7 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>31</sup> erhalten haben. Von besonderer Bedeutung ist die Entgelt-Variable. Es ist zu beachten, dass von 4545 betrachteten Individuen 1797 (39.5%)<sup>32</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 einen Anspruch auf ergänzende Sozialhilfe und damit haben sie häufig eine erheblich höhere Lohnersatzrate als anere ALG-Empfänger<sup>33</sup>.

## 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. Unsere Ergebnisse sind damit im Einklang mit der empirischen Literatur, die bereits ähnliche Reformen untersucht hat.

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 Refor-

---

<sup>31</sup>Eine Person erhält einen Rückruf, wenn sie nach einer Periode der Arbeitslosigkeit wieder von ihrem vorherigen Arbeitgeber eingestellt wird.

<sup>32</sup>vgl. Tabelle 4

<sup>33</sup>Dies gilt ebenfalls für jüngere Arbeitslose, vgl. Fitzenberger und Wilke (2006b).

men 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 zur Zeit 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 Reform z.B. indirekte negative Effekte auf z.B. Berufseinsteiger hatte. Aus Abbildung 4 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 4 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.

Unsere Analysen 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.

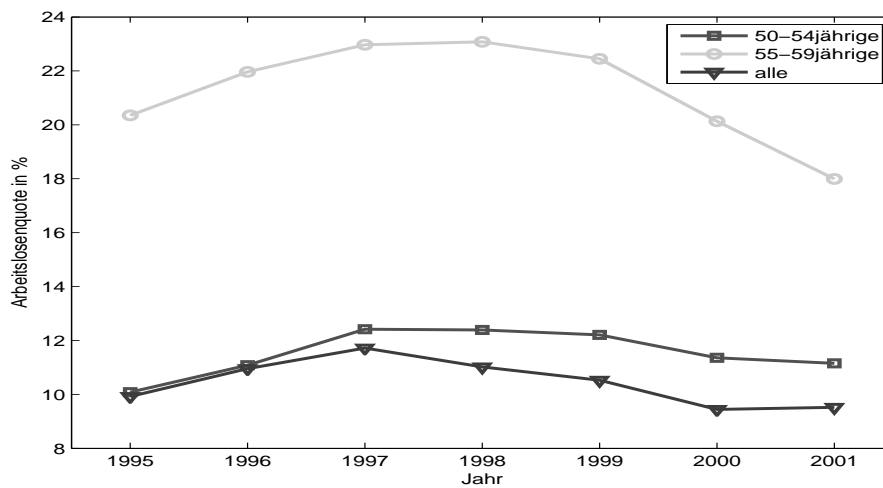


Abbildung 4: Arbeitslosenquote nach Altersgruppen (Quelle: Berechnungen des IAB)

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%		

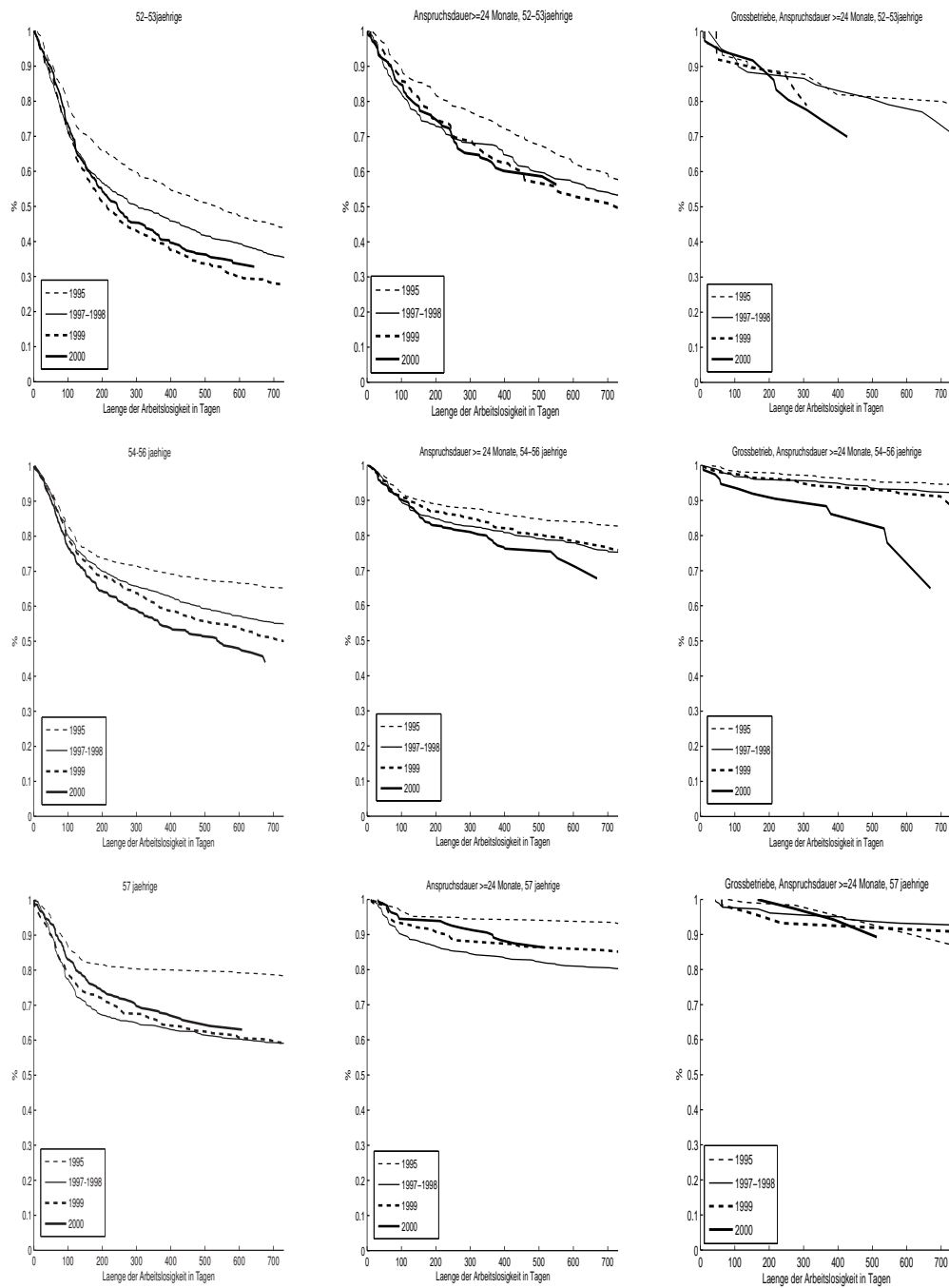


Abbildung 5: Vergleich der Verweildauer in Arbeitslosigkeit unterschiedlicher Altersgruppen; Links: ohne Mindestanspruchsdauer, Mitte: mit einer Anspruchsdauer von mindestens 24 Monaten, Rechts: mit einer Anspruchsdauer von mindestens 24 Monaten und größerer Betrieb (Quelle: Eigene Berechnungen mit der IABS 2001)

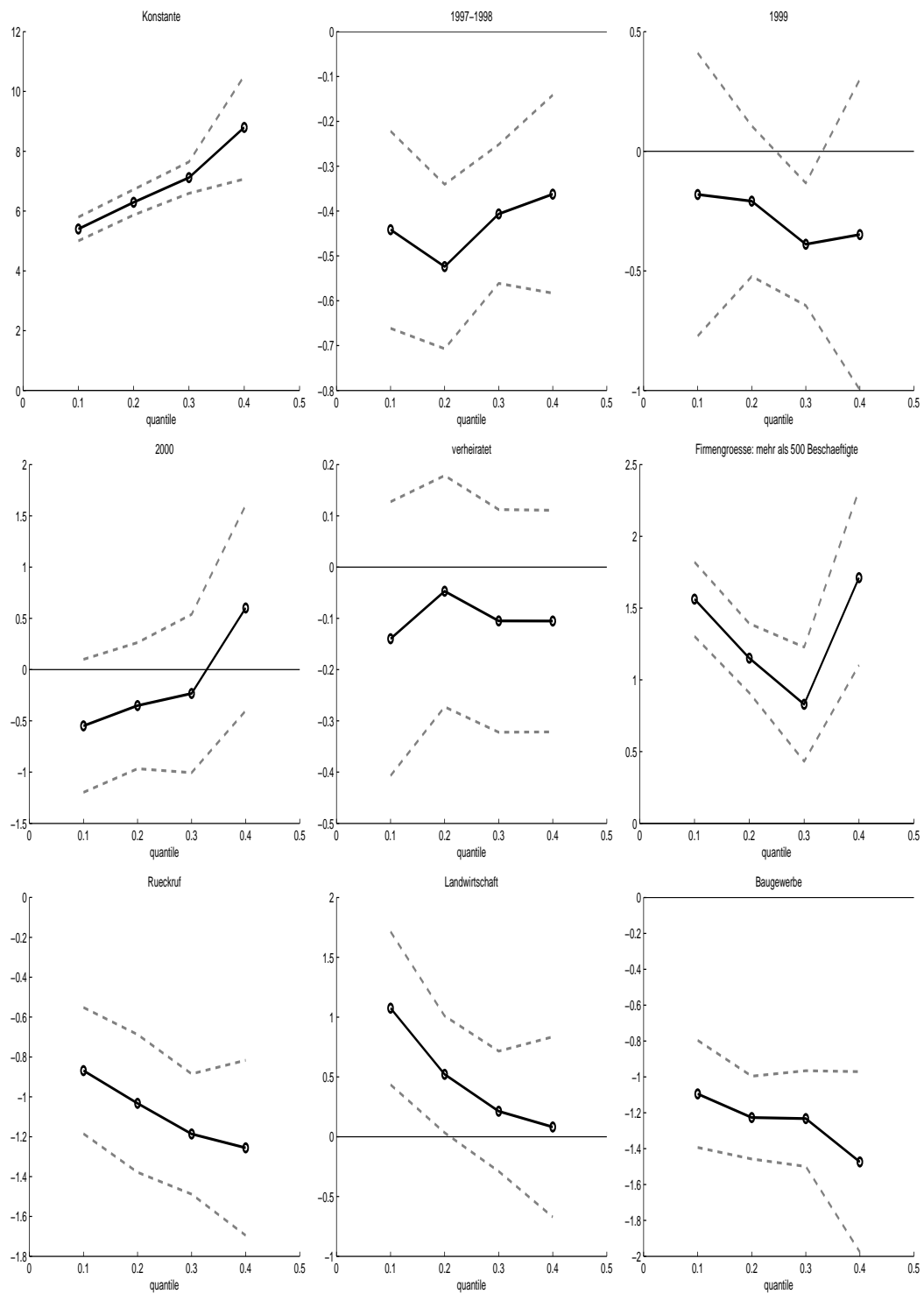


Abbildung 6: Geschätzte Koeffizienten der Quantilsregression, Teil I

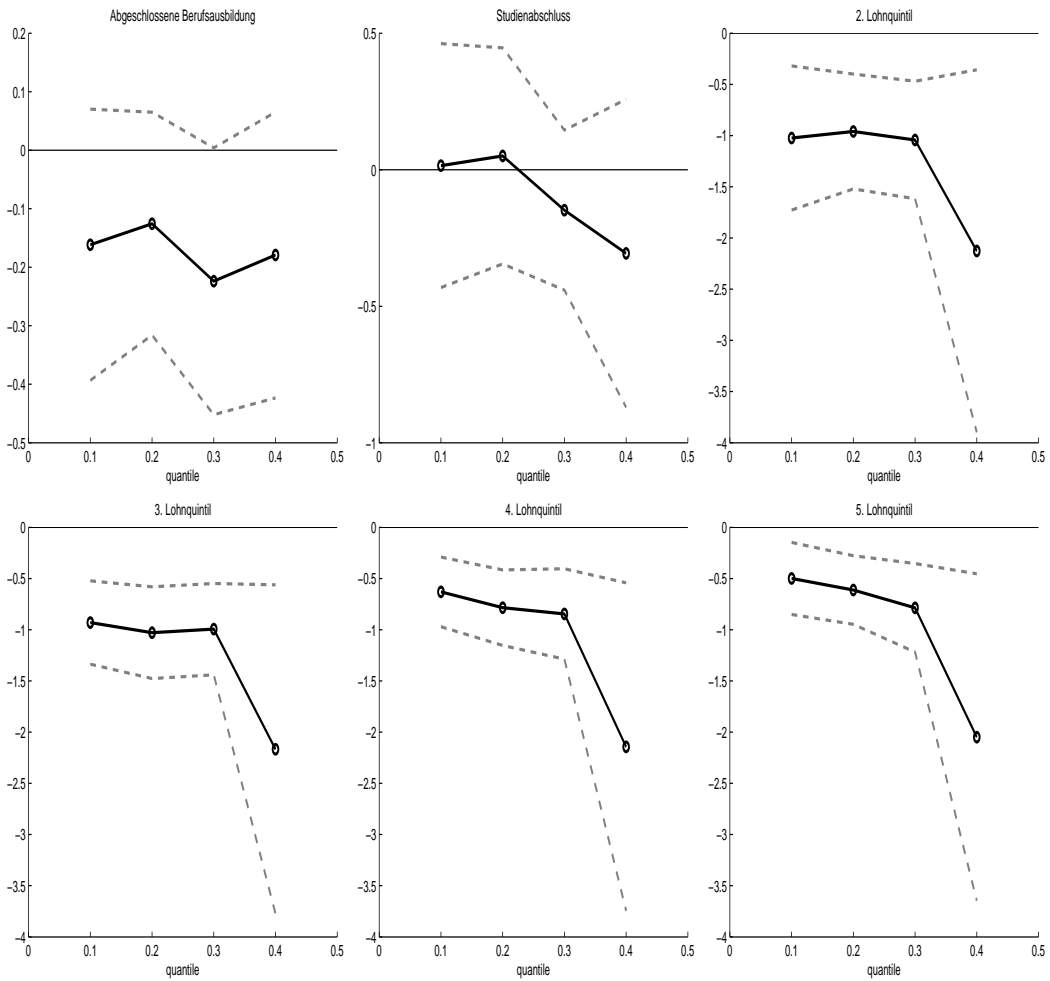


Abbildung 7: Geschätzte Koeffizienten der Quantilsregression, Teil II



## 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
- 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): Conditional Hazards of Leaving Unemployment: an Application of Censored Box-Cox Quantile Regression to Administrative Data from 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
- Kaplan, E. und Meier, P. (1958): „Nonparametric estimation from incomplete observations“. Journal of the American Statistical Association 53, S. 457-481
- 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. (2006): „Reduction in the Long-Term Unemployment of the Elderly: A Success Story from Finland“. Erscheint in: Journal of the European Economic Association
- 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): „Früruhestand vor dem Ende: Die kurzfristigen Auswirkungen auf den Arbeitsmarkt“. Deutsches Institut für Altersvorsorge, Köln
- Schulze, N. (2004): „Applied Quantile Regression: Microeconomic, Financial and Environmental Analysis“. Dissertation, Universität Tübingen
- Wolff, J. (2003): "Unemployment compensation and the duration of unemployment in East Germany" Sfb 386 Discussion Papers 344. University of Munich