

Discussion Paper No. 09-063

Der Zugang von Arbeitnehmern in den Bezug von Arbeitslosengeld II

Alisher Aldashev and Bernd Fitzenberger

ZEW

Zentrum für Europäische
Wirtschaftsforschung GmbH

Centre for European
Economic Research

Discussion Paper No. 09-063

Der Zugang von Arbeitnehmern in den Bezug von Arbeitslosengeld II

Alisher Aldashev and Bernd Fitzenberger

Download this ZEW Discussion Paper from our ftp server:

<ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp09063.pdf>

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

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

Das Wichtigste in Kürze

Anfang des Jahres 2005 wurden Arbeitslosen- und Sozialhilfe für Erwerbsfähige und ihre Angehörigen zur neuen Grundsicherung für Arbeitsuchende zusammengelegt und als neue Unterstützungsleistung das bedarfsorientierte Arbeitslosengeld II eingeführt. Diese Leistungsreform hatte einen großen Einfluss auf die Anspruchsberechtigung. In der Literatur gibt es bisher kaum empirische Evidenz über die Zugänge in den Bezug von Arbeitslosengeld II. Von besonderem Interesse sind dabei die Zugänge von Arbeitnehmern, die mit langen Phasen der Arbeitslosigkeit einhergehen. Die häufig geäußerte Feststellung, Arbeitslosigkeit gehe mit Armut einher, beruht meist auf der Charakterisierung von Bestandsdaten, während Zugangsanalysen fehlen.

Angesichts der in der Literatur häufig gemachten Feststellung, dass das Verbleibsrisiko in Armut (oder Sozialleistungsbezug) sehr viel größer ist als das Risiko arm (zum Bezieher von Sozialleistungen) zu werden, ist es wichtig, die Determinanten des Eintritts in den Bezug von Arbeitslosengeld II zu untersuchen. Ein Beitrag der hier vorgelegten Analyse besteht darin, dass wir sehr differenziert Zugangssequenzen auf Basis sehr detaillierter Prozessdaten modellieren können.

Diese Arbeit untersucht die erwerbsfähig eingestuften Bezieher von Arbeitslosengeld II, die mindestens einmal Arbeitslosengeld II im dritten Quartal 2006 bezogen haben. Unsere Ergebnisse zeigen, dass 16% der Bezieher von Arbeitslosengeld II im dritten Quartal 2006 während des Zeitraums 2000 bis 2005 keine Arbeitslosenhilfe oder Arbeitslosengeld II bezogen. Weiterhin wird untersucht, inwieweit sich der Bezug von Arbeitslosengeld II für Personen, die vorher noch nie Arbeitslosenhilfe oder Arbeitslosengeld II bezogen haben, aus den Prozessdaten der Bundesagentur für Arbeit prognostizieren lässt.

Unsere Schätzungen ergeben, dass mit den Prozessdaten die höchste prognostizierte Wahrscheinlichkeit neu in den Bezug von Arbeitslosengeld II Personengruppen überzugehen bei 49% liegt. Für den überwiegenden Teil der Stichprobe ergeben sich jedoch weit geringere prognostizierte Übergangswahrscheinlichkeiten. Dies zeigt, dass mit den Prozessdaten keine größeren Personengruppen mit einem hohen Risiko des Zugangs in Arbeitslosengeld II identifiziert werden können. Gleichwohl identifiziert die Analyse wichtige Prädiktoren für den Zugang in Arbeitslosengeld II und damit werden deutliche Unterschiede zwischen verschiedenen Personengruppen im Hinblick auf die Herkunft der Zugänge erkennbar. Beispielsweise kann eine Teilstichprobe von 12% aller Personen ohne bisherigen Arbeitslosenhilfe- oder Arbeitslosengeld-II-Bezug innerhalb des Zeitraums 2000 bis 2005 in administrativen Daten identifiziert werden, aus der ca. zwei Drittel aller Arbeitslosengeld-II-Zugänge von Männern und ca. 55% aller Arbeitslosengeld-II-Zugänge von Frauen entstammen.

Die im Rahmen dieser Arbeit aus den Prozessdaten identifizierbaren Unterschiede in den Zugangsrisiken können beim Auffrischen des am IAB erhobenen Panels Arbeitsmarkt und soziale Sicherung (PASS) benutzt werden.

Der Zugang von Arbeitnehmern in den Bezug von Arbeitslosengeld II

Alisher Aldashev*, Bernd Fitzenberger**

September 2009

Zusammenfassung: Diese Arbeit untersucht die erwerbsfähig eingestuften Bezieher von Arbeitslosengeld II, die mindestens einmal Arbeitslosengeld II im dritten Quartal 2006 bezogen haben. Unsere Ergebnisse zeigen, dass 16% der Bezieher von Arbeitslosengeld II im dritten Quartal 2006 während des Zeitraums 2000 bis 2005 keine Arbeitslosenhilfe oder Arbeitslosengeld II bezogen. Weiterhin wird untersucht, inwieweit sich der Bezug von Arbeitslosengeld II für Personen, die vorher noch nie Arbeitslosenhilfe oder Arbeitslosengeld II bezogen haben, aus den Prozessdaten der Bundesagentur für Arbeit prognostizieren lässt. Unsere Schätzungen ergeben, dass mit den Prozessdaten die höchste prognostizierte Wahrscheinlichkeit neu in den Bezug von Arbeitslosengeld II Personengruppen überzugehen bei 49% liegt. Für den überwiegenden Teil der Stichprobe ergeben sich jedoch weit geringere prognostizierte Übergangswahrscheinlichkeiten. Gleichwohl identifiziert die Analyse wichtige Prädiktoren für den Zugang in Arbeitslosengeld II und damit werden deutliche Unterschiede zwischen verschiedenen Personengruppen im Hinblick auf die Herkunft der Zugänge erkennbar. Beispielsweise kann eine Teilstichprobe von 12% aller Personen ohne bisherigen Arbeitslosenhilfe- oder Arbeitslosengeld-II-Bezug innerhalb des Zeitraums 2000 bis 2005 in administrativen Daten identifiziert werden, aus der ca. zwei Drittel aller Arbeitslosengeld-II-Zugänge von Männern und ca. 55% aller Arbeitslosengeld-II-Zugänge von Frauen entstammen.

Stichworte: Arbeitslosengeld II, Zugangsprozesse, Prozessdaten.

JEL-Klassifikation: I30, I38, J18.

* Kazakh-British Technical University, Almaty, Kazakhstan, E-mail: a.aldashev@kbtu.kz.

Die Forschung für diesen Aufsatz erfolgte im Rahmen der Tätigkeit von Alisher Aldashev als wissenschaftlicher Mitarbeiter am Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim.

** Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, IFS, IZA, ZEW.

Korrespondierender Autor: Bernd Fitzenberger, Abteilung Empirische Wirtschaftsforschung und Ökonometrie, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, D-79085 Freiburg, Email: bernd.fitzenberger@vwl.uni-freiburg.de.

Wir danken Martin Biewen, Markus Promberger, Helmut Rudolph und Mark Trappmann für hilfreiche Diskussionen und Kommentare sowie Stefanie Schäfer für die Unterstützung bei der Textkorrektur. Diese Arbeit entstand im Rahmen der Studie für das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) "Die Zugangsprozesse von Arbeitnehmern in den Bezug von ALG II in den Jahren 2005 und 2006 und deren Bestimmungsgründe", die im Jahr 2007 am ZEW Mannheim durchgeführt wurde.

1 Einleitung

“Die Mängel der deutschen Forschung machten sich in den achtziger Jahren nicht zuletzt darin bemerkbar, daß sie Armutsverläufe nicht angemessen erfasste. Aus der Vogelperspektive der Ungleichheitsforschung, die die großen gesellschaftlichen Schichten ... untersuchte, gab es wenig Anlaß, die Beweglichkeit von Lebenslagen am unteren Rand der Bevölkerung nachzuzeichnen. In Randgruppenanalysen wurde zwar Armut im Zeitverlauf behandelt, sie verengte sich aber auf vorprogrammierte Abstiegskarrieren.”

Leibfried et al. (1995, S. 14)

Anfang des Jahres 2005 wurden Arbeitslosen- und Sozialhilfe für Erwerbsfähige und ihre Angehörigen zur neuen Grundsicherung für Arbeitsuchende zusammengelegt und als neue Unterstützungsleistung das bedarfsorientierte Arbeitslosengeld II eingeführt.¹ Diese Leistungsreform hatte einen großen Einfluss auf die Anspruchsberechtigung (Göbel und Richter, 2007). Der größte Teil der früheren Fürsorgeempfänger/innen erhielt nach der Reform Leistungen der Grundsicherung für Arbeitsuchende. Manche erwerbsfähige Personen konnten erst nach der Umsetzung der Reform Ansprüche auf Leistungen geltend machen.

Die Grundsicherung ist ein, wenn nicht das wesentliche sozialpolitische Instrument zur Armutsbekämpfung in Deutschland.² Arbeitslosigkeit wird als wesentliches Armutsrisiko angesehen (Göbel et al. 2005; Frick und Grabka, 2008). In der Literatur und in der öffentlichen Diskussion (dazu exemplarisch Bundesregierung, 2008) ist sehr viel bekannt über die Charakteristika der Armen (und auch der Bezieher von Arbeitslosengeld II) zu einem Kalenderzeitpunkt.³ Diese Informationen über Bestände lassen aber nur unzureichend Rückschlüsse auf Zugangsprozesse zu. Aufgrund der Beschreibung der Bestände lassen sich ex post Zugangssequenzen identifizieren. Diese Charakterisierung der Zugangssequenzen reicht aber nicht aus, um die Risiken des Zugangs zu quantifizieren. Insbesondere lässt eine Analyse der Struktur der Bestände nicht erkennen, von welchen Determinanten der Zugang in Arbeitslosengeld-II-Bezug abhängt. Ein Beispiel: Die häufig geäußerte Feststellung, Arbeitslosigkeit gehe mit Armut einher, beruht meist auf der Charakterisierung

¹Viertes Gesetz für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt, die sogenannte Hartz IV Reform. Einen Überblick und eine Bewertung wichtiger Teile der Hartz-Reformen gibt Fitzenberger (2009).

²Weitere Instrumente der Armutsbekämpfung sind bspw. die progressive Einkommensteuer, die Steuerfreiheit des Existenzminimums und unterschiedliche Steuersätze in der Mehrwertsteuer.

³Inzwischen konnten auch schon einige Studien zu den Abgängen aus dem Bezug von Arbeitslosengeld II auf Basis von Bestandsdaten vorgelegt werden, siehe bspw. Schels (2009).

von Bestandsdaten.⁴ Gleichwohl ist die Mehrheit der Arbeitslosen nicht arm. Wichtiger ist aber dann die Untersuchung, ob und inwieweit sich Determinanten des Zugangs in Arbeitslosigkeit und Armut/Arbeitslosengeld-II-Bezug identifizieren lassen. Nur eine Analyse der Zugänge ermöglicht es, die Aussage 'Niedrigere Arbeitslosigkeit sorgt für weniger Armutsrisiko ...' (Frick und Grabka, 2008) empirisch mit Gehalt zu füllen. Der Zugang in Arbeitslosengeld-II-Bezug von ehemaligen Beschäftigten mit geringen Löhnen und Vermögen erfolgt über lange Phasen der Arbeitslosigkeit. Untersuchungsgegenstand hier sind die Determinanten eines solchen Zugangs.

Die soziologisch orientierte Studie von Leibfried et al. (1995) skizziert die Vielschichtigkeit der Wege in Armut und in den Bezug von Sozialhilfe, die nur teilweise durch die Arbeitsmarkterfahrungen bedingt sind. Die Autoren analysieren in detaillierter Weise die Dynamik der Zugänge in Sozialhilfebezug in einer Lebensverlaufsperspektive (siehe auch Zitat am Anfang der Arbeit).⁵ Allerdings beschränkt sich die Studie auf die Analyse der Ex Post Dynamik auf Basis von Bestandsdaten in Sozialhilfebezug. Die Studie schließt u.a. 'Die Ergebnisse zeigen, daß sozialstrukturelle Einflüsse als Hintergrundfaktoren Armutsverläufe mitgestalten, sie aber nicht vollständig festlegen, wie es einem deterministischen Modell ... entsprechen würde.' (Leibfried et al., 1995, S. 200). Im Hinblick auf den Einfluss der Arbeitsmarkterfahrungen liegt es nahe, als einen nächsten Schritt – wie in dieser Arbeit vorgenommen – die Zugangsrisiken in Abhängigkeit von detaillierten Informationen zur Arbeitsmarktgeschichte auf Basis einer Stichprobe aller Arbeitnehmer zu schätzen, die bisher noch keinen Leistungsbezug aufweisen. Eine solche Analyse auf einer breiten Datenbasis mit Prozessdaten ist erstmalig für Bezieher von Arbeitslosengeld II ab 2005 möglich, da vorher keine Verknüpfung der Sozialhilfedaten mit den Prozessdaten der Bundesagentur für Arbeit zu Beschäftigung und Arbeitslosigkeit möglich war.⁶

In der Armutsforschung im Allgemeinen und insbesondere in der Analyse des Bezuges von Arbeitslosengeld II ist zu berücksichtigen, dass Armut im Haushaltskontext in Bezug auf das Haushaltseinkommen und die Zusammensetzung des Haushaltes defi-

⁴Die Armutsrisikoquote von Arbeitslosen ist mit 43% mehr als dreimal so groß wie die der Gesamtbevölkerung (Bundesregierung, 2008, S. 82). Der Arbeit von Frick und Grabka (2008) hat den Titel 'Niedrigere Arbeitslosigkeit sorgt für weniger Armutsrisiko und Ungleichheit'. Die in der Arbeit ausgewiesenen empirischen Ergebnisse umfassen jedoch nur eine Analyse des Bestandes der Armen zu bestimmten Zeitpunkten.

⁵Im Hinblick auf die Analyse der Arbeitslosigkeit betonen ebenfalls Mutz et al. (1995) die Wichtigkeit einer dynamischen Analyse der Zugänge in und Abgänge aus Arbeitslosigkeit. Eine Analyse der Bestände reicht nicht aus, um Arbeitslosigkeit als 'dynamische und kategorische Kategorie' (Mutz et al., 1995, S. 24) zu erfassen.

⁶Abschnitt 3 beschreibt die Struktur der Daten, die für Bezieher von Arbeitslosengeld II ab 2005 vorliegen.

niert ist (Cappellari and Jenkins, 2008) und dass der Anspruch auf Arbeitslosengeld II vom Haushaltskontext abhängt.⁷ Anspruch auf Arbeitslosengeld II hat die Bedarfsgemeinschaft und die Bedürftigkeitsprüfung berücksichtigt das Haushaltseinkommen, das Haushaltsvermögen und die Zusammensetzung des Haushaltes. Die in dieser Arbeit vorgenommene empirische Zugangsanalyse berücksichtigt jedoch nur die Informationen in den Prozessdaten der Bundesagentur für Arbeit zu den erwerbsfähigen Personen und blendet die Prozesse der Haushaltsbildung aus, die dazu führen, dass sich eine Person in einer Bedarfsgemeinschaft mit Arbeitslosengeld-II-Bezug wiederfindet. Arbeitsmarktkarrieren lassen sich nur mit Personendaten identifizieren und hierzu liegen in den von uns verwendeten Prozessdaten Informationen vor. Die ökonometrische Literatur zur Dynamik der Armut und zur Dynamik des Sozialleistungsbezug arbeitet vorwiegend mit der Person und ihrer Erwerbsbiographie als Analyseeinheit (siehe beispielsweise Adrén, 2007; Hansen et al., 2006; Cappellari and Jenkins, 2008; Biewen, 2008).⁸ Als weiteres Problem kommt für uns hinzu, dass der Haushaltskontext in den Prozessdaten für Arbeitslosengeld-II-Bezieher vor dem Arbeitslosengeld-II-Bezug und für sonstige Personen überhaupt nicht erfasst werden kann. Dies impliziert, dass eine Zugangsanalyse auf Basis der Prozessdaten nur mit Personendaten erfolgen kann.

Eine breite internationale Literatur (Adrén, 2007; Hansen et al., 2006; Cappellari and Jenkins, 2008; Biewen, 2008) belegt die starke Zustandsabhängigkeit von Armut und Sozialleistungsbezug, wenn auch die quantitative Stärke dieses Effektes höchst unterschiedlich ist. Der Sozialleistungsbezug kann sich verfestigen (Adrén, 2007; Hansen et al., 2006; Groh-Samberg, 2007), d.h. das Verbleibsrisiko in Armut ist sehr viel größer als das Risiko arm zu werden. Dieser Effekt kann mit geringer sozialer Aufstiegsmobilität in einer Gesellschaft einhergehen. Wenn 'Armut produziert Armut in der Zukunft' gilt, ist es wichtig, die Determinanten des Eintritts in Armut zu untersuchen. Die bisherige Literatur berücksichtigt jedoch meist ökonometrische Modelle, die auf einfachen Markov-Prozessen erster Ordnung beruhen.⁹ Dynamische Zugangssequenzen lassen sich damit nicht identifizieren. Ein Beitrag unserer Analyse besteht darin, dass wir sehr differenziert Zugangssequenzen auf Basis sehr detaillierter Prozessdaten modellieren können. Weiterhin ist festzuhalten,

⁷Deshalb wird das Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung (PASS, siehe Achatz et al., 2007, und Trappmann et al., 2009) zu Recht im Haushaltskontext erhoben.

⁸Die Korrelation im Haushaltskontext wird meist bei der Schätzung robuster Standardfehler berücksichtigt.

⁹Flexiblere Spezifikationen im Hinblick auf die Armutsgeschichte finden sich in einigen Arbeiten zur Persistenz von Armut oder zur chronischen Armut, siehe bspw. Biewen (2006). Uns sind jedoch keine ökonometrischen Analysen des Zugangs in Armut (oder Sozialleistungsbezugs) für Personen, die bisher nicht arm waren, bekannt, bei denen ähnlich detailliert wie in unserer Studie die Erwerbsgeschichte berücksichtigt wird.

dass nach unserem Kenntnisstand bisher keine ökonometrische Zugangsanalyse auf Basis von Individualdaten für den Arbeitslosengeld–II–Bezug in Deutschland vorgelegt wurde.

Diese Arbeit analysiert empirisch die Bestimmungsfaktoren für den Zugang in den Bezug von Arbeitslosengeld II (ALG II) auf Basis von Prozessdaten der Bundesagentur für Arbeit (BA).¹⁰ Ziel der Analyse ist ein Verständnis der Zugangsprozesse. Die Ergebnisse können für das Design der Stichprobenziehung für das Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung (PASS, siehe Achatz et al., 2007, und Trappmann et al., 2009) im Rahmen der SGB–II–Forschung genutzt werden. Insbesondere soll untersucht werden, ob und inwieweit das Zugangsrisiko in den Bezug von Arbeitslosengeld II auf Basis von Prozessdaten der BA bestimmt werden kann. Angesichts der in den Prozessdaten fehlenden Informationen zum Haushaltszusammenhang ist es eine empirische Frage, inwieweit Prozessdaten eine Prognose des ALG–II–Zugangsrisikos ermöglichen.

In der hier vorgelegten Analyse ist die Struktur des Bestands an Hilfebedürftigen (also derjenigen die vor und nach der Reform Leistungen der Grundsicherung erhielten) ebenso von Interesse, wie die ihres Zustroms (also der Zugänge in Hilfebedürftigkeit, die früher keinen Anspruch auf Leistungen hatten, z.B. Zugänge aus Beschäftigung). Dabei wird empirisch untersucht, ob und inwieweit der Zugang in Arbeitslosengeld II von individuellen Charakteristika wie Alter, Geschlecht und Ausbildung, von der vorhergehenden Erwerbstätigkeit und Leistungsbezugszeiten sowie von Daten über Maßnahmeteilnahmen abhängt.

Der weitere Teil der Arbeit gliedert sich wie folgt. Abschnitt 2 stellt den statistischen Modellierungsansatz vor. Die verwendeten Daten und deskriptive Auswertungen werden in Abschnitt 3 dargestellt. Abschnitt 4 umfasst die Schätzergebnisse zu den Wahrscheinlichkeiten des ALG–II–Bezuges. Schlußfolgerungen ziehen wir in Abschnitt 5. Im Anhang finden sich weitere detaillierte Schätzergebnisse.

2 Statistische Modellierung

Eine statistische Modellierung der Zugänge in Arbeitslosengeld II (ALG II) ist erst für die Zugänge im Laufe der Jahre 2005 und 2006 möglich. Diese Gruppe wird im Folgenden als Zugangspopulation bezeichnet. Wir haben auf Basis der uns vorliegenden Daten geprüft, inwieweit in den administrativen Daten die Zugangspopulation eindeutig von dem Bestand

¹⁰Unsere Arbeit ist komplementär zur Analyse der Übergänge von ehemaligen Arbeitslosenhilfebeziehern in den Bezug von Arbeitslosengeld II, siehe Bruckmeier und Schnitzlein (2007). Arbeitslosenhilfebezieher können im Gegensatz zu Sozialhilfebeziehern in den Prozessdaten der Bundesagentur für Arbeit identifiziert werden.

an ALG-II-Beziehern abgegrenzt werden kann, die schon vor dem 1.1.2005 Sozialhilfe bezogen und die zum 1.1.2005 in den Bezug von ALG II übergegangen sind. Letztere Gruppe bezeichnen wir als Bestandspopulation. Aufgrund der Abgrenzungsprobleme in 2005 haben wir uns entschieden, den Schwerpunkt der Analyse auf die Zugangspopulation für den Bezug von ALG II im dritten Quartal 2006 zu legen. Eine Analyse für 2005 wäre auf Basis der uns vorliegenden Daten nicht sinnvoll, da die Meldungen von einer großen Zahl an ALG-II-Träger erst zeitverzögert im Jahr 2005 in den Prozessdaten verfügbar sind. Für die einzelnen regionalen Träger liegen erst ab einem Zeitpunkt, der oft nach dem 1.1.2005 liegt, die ALG-II-Meldungen in den Prozessdaten vor.¹¹ Diese zeitliche Verzögerung ist beträchtlich und erstreckt sich teilweise bis in das Jahr 2006. Deshalb haben wir uns für den späten Zeitpunkt des dritten Quartals 2006 entschieden, um die Zugangspopulation von der Bestandspopulation mit großer Gewissheit abgrenzen zu können.¹²

Nach Abgrenzung der Zugangspopulation von der Bestandspopulation stehen die Analysen der Zugangspopulation im Zentrum der Analyse. Ein Verständnis dieser Prozesse erlaubt Aussagen wie in Zukunft das für das Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung (PASS) im Rahmen der SGB-II-Forschung aufzufrischen ist, um im Längsschnitt die Repräsentativität des Haushaltspanels zu erhalten. Wichtigste Frage ist, welches Zugangsrisiko Bezieher von Arbeitslosengeld bzw. Arbeitslosengeld I in Abhängigkeit von der Höhe der Leistungen sowie des vorherigen Verdienstes sowie für sozialversicherungspflichtige Beschäftigte in Abhängigkeit des Verdienstes besteht.

Neben der Analyse der Zugangspopulation wird jedoch auch die Struktur der Bestandspopulation im Hinblick auf wichtige Kenngrößen in den administrativen Daten untersucht. Die Analysemöglichkeiten für die Bestandspopulation sind jedoch sehr beschränkt. Aufgrund der Linkszensurierung der Daten, der Nichtverfügbarkeit der Daten zum Sozialhilfebezug vor 2005 und der zeitverzögerten ALG-II-Meldungen in 2005 ist aus unserer Sicht eine aussagekräftige Zugangsanalyse für die Bestandspopulation auf Basis der vorliegenden Daten nicht möglich. Gleichwohl kann eine Analyse der Struktur der Bestandspopulation im Vergleich zu anderen Populationen wichtige Hinweise über die Zugänge in der Vergangenheit und zu den Übergängen von Sozialhilfebezug zum Bezug von ALG II geben.

¹¹Dies liegt unter anderem daran, dass die Umsetzung der Hartz IV Reform unterschiedliche Trägerschaften für die Betreuung der SGB II-Leistungsempfänger zulässt (Arbeitsgemeinschaften, Optierende Kommunen, gemeinsame Aufgabenwahrnehmung). Insbesondere für die Optierenden Kommunen liegt eine große zeitliche Verzögerung in den Meldungen vor.

¹²Als weitere Abgrenzungsprobleme kommen hinzu, dass in den administrativen Daten der BA nicht auf Daten der Sozialämter für erwerbsfähige Sozialhilfeempfänger bis 31.12.2004 zugegriffen werden kann und dass die Einstufung der Erwerbsfähigkeit unter Umständen regional unterschiedlich vollzogen wird.

Für die Analyse der Zugänge wird in einer quantitativen Analyse auf Individualebene geschätzt, wie verschiedene arbeitsmarktrelevante Merkmale die Wahrscheinlichkeit beeinflussen, ALG II zu beziehen. Hierzu werden Probit-Schätzungen für den ALG-II-Bezug von als erwerbsfähig eingestufte Personen innerhalb des dritten Quartals 2006 in der im Folgenden beschriebenen Stichprobe durchgeführt. Wir schätzen die Wahrscheinlichkeit für den Zugang in ALG-II-Bezug für Personen, die in den Jahren 2000–2004 keine Arbeitslosenhilfe und im Jahr 2005 kein ALG II beziehen. Die auf Basis der Probit-Schätzungen ermittelten Wahrscheinlichkeiten des Zugangs in ALG II werden graphisch für typische Erwerbsverläufe in Abhängigkeit von Alter, Geschlecht und Ausbildungsstand ausgewertet und diskutiert.

Die empirischen Untersuchungen basieren auf BA-Prozessdaten, insbesondere der Beschäftigten-Leistungsempfänger-Historik und Maßnahmeteilnehmerstatistik für die Jahre 2000 bis 2006. Die Daten in dieser Arbeit wurden vom IAB als 2-prozentige Stichprobe aus den IEB-Daten v.6.00 für die Jahre 2000 bis 2006 aufbereitet. Diese Stichprobe wurde mit den LHG-Dateien (Leistungshistorik Grundsicherung) über Sozialversicherungsnummer und BA-Kundennummer verknüpft. Dies ist notwendig, um die Untersuchungsgruppe zu identifizieren, da die Information zu Erwerbsfähigkeit bzw. ALG-II-Bezug nicht in den IEB-Daten vorhanden ist.

Die IEB-Daten enthalten Information über Beschäftigte, Leistungsempfänger, Teilnehmer von Maßnahmen und Arbeitssuchende. Die LHG-Daten enthalten Information über Leistungsempfänger von ALG II und erlauben die Identifikation von Bedarfsgemeinschaften. Die Analyse kann nicht auf bereits erstellte Stichproben dieser Datensätze zurückgreifen, da Personen in der IEB mit Personen in der LHG in derselben Bedarfsgemeinschaft verknüpft werden müssen.

3 Stichprobendefinitionen und deskriptive Auswertungen

Den analysierten Daten liegen alle Personen mit mindestens einem Eintrag in der 2%-Stichprobe der IEB-Daten in Verknüpfung mit den LHG-Daten während der Jahre 2000 bis 2006 zu Grunde. Nach dem SGB II ist das ALG II die Grundsicherungsleistung für erwerbsfähige Hilfebedürftige. Aus diesem Grund wird für die weitere Analyse die Grundgesamtheit auf erwerbsfähige Personen beschränkt. Diese Beschränkung erfolgt über das Merkmal Erwerbsfähigkeit in den LHG-Daten oder über das Alter (15-64) im dritten Quartal 2006, wenn für die Person keine LHG-Spells vorhanden sind. Dadurch wurden 42.614 Männer und 33.924 Frauen aus der Stichprobe ausgeschlossen, was 7,19% bzw.

5,97% der Stichprobe entspricht. Zusätzlich werden die Personen ausgeschlossen, für die kein Geschlecht oder keine Staatsangehörigkeit zugeordnet werden kann (davon sind weniger als 1 Prozent betroffen). Nach diesen Einschränkungen verbleiben 1.084.291 Personen in dieser im Folgenden sogenannten Basisstichprobe.

In der eingeschränkten Basisstichprobe sind etwa 3 Prozent der Personen ALG-II-Empfänger (vgl. Tabelle 1) im dritten Quartal 2006.

Tabelle 1: ALG-II-Bezug (im Zeitraum zwischen 1.7.2006 und 30.9.2006)

ALG-II-Bezug	Freq.	Percent	Cum.
Nein	1,050,499	96.88	96.88
Ja	33,792	3.12	100.00
Total	1,084,291	100.00	

Im Vergleich dazu weisen in der Basisstichprobe etwa 15% aller Personen zumindest einmal in den Jahren 2000-2004 oder 2005 einen Bezug von Arbeitslosenhilfe (Alhi) bzw. ALG II auf (vgl. Tabelle 2). In dieser Zahl sind die in unseren Daten nicht bekannten Bezieher von Sozialhilfe noch gar nicht eingeschlossen. Die starke Diskrepanz zwischen der Zahl der ALG-II-Bezieher im dritten Quartal 2006 und die Zahl der Personen, die zwischen 2000 und 2005 mindestens einmal Alhi oder ALG II bezogen haben, belegt die große Dynamik in der Population der Personen, die Leistungen der Grundsicherung bzw. damit vorher vergleichbare Leistungen beziehen. Es wäre von großem Interesse, diese Unterschiede tiefergehend zu untersuchen. Dies würde jedoch Daten zum Bezug von Sozialhilfe vor 2005 erfordern, die bisher nicht in verknüpfbarer Form vorliegen. Die große Dynamik in der ALG-II-Population, die in den uns vorliegenden Daten erkennbar ist, verdeutlicht die Wichtigkeit die Zugangs- und Abgangsprozesse empirisch zu modellieren. Diese Arbeit beschränkt sich dabei auf die Zugangsprozesse.

Tabelle 2: Ehemalige Alhi-/ALG-II-Empfänger

Ehemalige Alhi-/ALG-II-Empfänger	Freq.	Percent
Nein	919,494	84.80
Ja	164,797	15.20
Total	1,084,291	100.00

Spiegelbildlich, wenn man sich auf die Bezieher von ALG II im dritten Quartal 2006 (im Folgenden als Bestandsstichprobe – der von uns untersuchten ALG-II-Bezieher – bezeichnet) beschränkt, so bezogen fast 84 Prozent mindestens einmal Arbeitslosenhilfe im

Zeitraum 2000 bis 2004 oder ALG II in 2005 (vgl. Tabelle 3). Offensichtlich gibt es eine hohe Persistenz des Bezugs von Leistungen der Grundsicherung bzw. damit vorher vergleichbarer Leistungen. Gleichwohl ist bemerkenswert, dass etwa 16% Neuzugänge in der Bestandsstichprobe 2006 zu konstatieren sind. Dies belegt spiegelbildlich die große Dynamik in der ALG-II-Population, die erwarten lässt, dass sich innerhalb von zwei bis drei Quartalen die ALG-II-Population zu 16% austauscht. Dies ist eine wichtige Kennziffer für die notwendige 'Auffrischung' des SGB II-Haushaltspanels.

Tabelle 3: Übergang in ALG II 2006 aus Alhi oder ALG II 2005

Übergang aus Alhi/ALG--II	Freq.	Percent	Cum.
Nein	5,454	16.14	16.14
Ja	28,338	83.86	100.00
Total	33,792	100.00	

Auswertungen in der Basisstichprobe nach Geschlecht zeigen, dass Männer häufiger ALG II beziehen als Frauen (vgl. Tabelle 4).

Tabelle 4: ALG-II-Bezug nach Geschlecht

Kein ALG II Bezug			
Geschlecht	Freq.	Percent	Cum.
Männer	531,611	50.61	50.61
Frauen	518,888	49.39	100.00
Total	1,050,499	100.00	
ALG II Bezug			
Geschlecht	Freq.	Percent	Cum.
Männer	18,739	55.45	55.45
Frauen	15,053	44.55	100.00
Total	33,792	100.00	

Weiter belegen Auswertungen nach dem Ausbildungsniveau, dass die Häufigkeit des ALG-II-Bezugs mit dem Ausbildungsniveau zurückgeht (vgl. Tabelle 5).

Tabelle 5: ALG II Bezug nach Ausbildung

Kein ALG II Bezug

Ausbildung	Freq.	Percent	Cum.
keine Angabe	259,153	24.67	24.67
Schulbildung ohne Berufsausbildung	142,167	13.53	38.20
Schulbildung mit Berufsausbildung	490,812	46.72	84.92
Abitur, Fachhochschule oder Universität	158,367	15.08	
Total	1,086,732	100.00	

ALG II Bezug

Ausbildung	Freq.	Percent	Cum.
keine Angabe	10,822	32.03	32.03
Schulbildung ohne Berufsausbildung	7,682	22.73	54.76
Schulbildung mit Berufsausbildung	13,617	40.30	95.06
Abitur, Fachhochschule oder Universität	1,671	4.94	
Total	33,845	100.00	

Auswertungen nach dem zuletzt verdienten Lohn sind nur für Personen möglich, die zumindest eine Beschäftigungsmeldung (vollzeit, teilzeit oder geringfügig) in den Jahren 2000 bis 2005 aufweisen. Der letzte Lohn in unserer Analyse ist der Verdienst der letzten Beschäftigung nach der jeweiligen Art der Beschäftigung. Diese Information wird aus den Merkmalen Spellende, Entgelt und Art der Beschäftigung konstruiert. Die IEB-Daten enthalten das Tagesentgelt, was für VZ und TZ Beschäftigte unproblematisch erscheint. Für geringfügig Beschäftigte wird oft möglicherweise der Monatsverdienst an einem Tag eingetragen und dadurch sind die Tagesverdienste der geringfügig Beschäftigten in unplausibler Weise aufgebläht. Aus diesem Grund haben wir stattdessen für geringfügig Beschäftigte Monatsverdienste errechnet (aus den Angaben über Tagesverdienste und Beschäftigungsdauern, wobei wir immer auf ganze Monate aufgerundet haben). Die resultierenden Monatsverdienste haben wir bei 400 Euro von oben zensiert, da höhere Monatsverdienste bei geringfügiger Beschäftigung im Regelfall nicht zulässig sind. Für VZ Beschäftigte und für TZ Beschäftigte wurden Verdienste, die über der Beitragsbemessungsgrenze liegen, ebenfalls an der Beitragsbemessungsgrenze zensiert.

Die Analyse der Lohnverteilung dieser Personen nach der Variable ALG-II-Bezug belegt – wenig überraschend –, dass ALG-II-Bezieher mit vorheriger Beschäftigung einen niedrigeren letzten Lohn an allen betrachteten Quantilen aufweisen als Personen, die im dritten Quartal 2006 kein ALG II beziehen. Der Unterschied beträgt 40–50% für VZ

Beschäftigte (vgl. Tabelle 6), 30-40% für TZ Beschäftigte über 18 Stunden (vgl. Tabelle 7), 40% für geringfügig Beschäftigte (vgl. Tabelle 9). Für TZ Beschäftigte unter 18 Stunden beträgt der Unterschied nicht mehr als 20% (vgl. Tabelle 8).

Bemerkenswert ist weiter, dass 21.561 (=81,3% der Bestandsstichprobe) der ALG-II-Bezieher im dritten Quartal mindestens einmal vor dem ALG-II-Bezug im Zeitraum 2000 bis 2006 vollzeit beschäftigt waren. Auch diese hohe Zahl legt einen hohen Austausch zwischen Beschäftigung im Niedriglohnbereich und ALG-II-Bezug nahe. Es ist daher sinnvoll, die Zugänge in den Bezug von ALG II aus Beschäftigung in Abhängigkeit von der Beschäftigungsform und in Abhängigkeit vom letzten Lohn zu modellieren.

Tabelle 6: Letzter Lohn (Tagesverdienst), VZ Beschäftigung

kein ALG--II--Bezug

Variable	Obs	Percentile	Centile
letzter Lohn	683411	20	35.05
		50	69.51
		80	107.51

ALG--II--Bezug

Variable	Obs	Percentile	Centile
letzter Lohn	21561	20	20.81
		50	38.04
		80	57.15

Tabelle 7: Letzter Lohn (Tagesverdienst), TZ Beschäftigung (über 18 Stunden)

kein ALG--II--Bezug

Variable	Obs	Percentile	Centile
letzter Lohn	170994	20	26.86
		50	43.45
		80	68.70

ALG--II--Bezug

Variable	Obs	Percentile	Centile
letzter Lohn	6350	20	20.18
		50	30.38
		80	41.26

Tabelle 8: Letzter Lohn (Tagesverdienst), TZ Beschäftigung (unter 18 Stunden)

kein ALG--II--Bezug

Variable	Obs	Percentile	Centile
letzter Lohn	57627	20	10.58
		50	20.36
		80	39.12

ALG--II--Bezug

Variable	Obs	Percentile	Centile
letzter Lohn	1819	20	8.65
		50	17.70
		80	35.57

Tabelle 9: Letzter Lohn (Monatsverdienst), Geringfügige Beschäftigung

kein ALG--II--Bezug

Variable	Obs	Percentile	Centile
letzter Lohn	271112	20	25.66
		50	79.73
		80	216.69

ALG--II--Bezug

Variable	Obs	Percentile	Centile
letzter Lohn	13488	20	16.33
		50	48.02
		80	125.69

4 Schätzung der Wahrscheinlichkeit des ALG–II–Bezugs

Der Hauptteil unserer Analyse besteht aus der Schätzung der Wahrscheinlichkeit des ALG–II–Bezugs im dritten Quartal 2006 für die Personen, die zwischen 2000 und 2004 keine Arbeitslosenhilfe und 2005 kein ALG II bezogen haben. Wir beschränken die Analyse damit auf den Personenkreis in der Basisstichprobe, der 2006 potenziell erstmalig (seit 2000) ALG 2 beziehen könnte, ohne zuvor vergleichbare Leistungen im Zeitraum 2000 bis 2005 bezogen zu haben. Diese potenzielle Zugangsstichprobe (PZS) umfasst 418.488 Männer und 410.871 Frauen, wovon 2.253 bzw. 2.061 Personen (\equiv tatsächliche Zugangsstichprobe TZS) tatsächlich ALG II im dritten Quartal 2006 beziehen. Der Anteil der ALG–II–Bezieher in der PZS ist somit etwa 0,5%.

Die Wahrscheinlichkeit des ALG–II–Bezugs in der PZS wird mit einem flexiblen Probit-Modell separat für Männer und Frauen geschätzt (vgl. Tabelle A.1). Als Kovariate zur Erklärung des ALG–II–Bezugs dienen die Inzidenz der Beschäftigung (Beschäftigungsdummyvariablen) und die Dauer der Beschäftigung in den Jahren 2000 bis 2005. Wir unterscheiden vier Formen der Beschäftigung (des Beschäftigungsstatus): Vollzeit (VZ), Teilzeit (TZ) über 18 Stunden pro Woche, TZ unter 18 Stunden und Geringfügige Beschäftigung. In gleicher Form wird für die Inzidenz und die Dauer des Bezuges von Arbeitslosengeld bzw Arbeitslosengeld I, der Teilnahme an ABM und der Teilnahme an FBW unterschieden. Als weitere Kovariate gehen der Ausbildungsstand, der letzte Lohn interagiert mit dem Beschäftigungsstatus, die Datenquelle (das administrative Meldeverfahren), eine Ausländerdummy, das Alter und diverse weitere Interaktionseffekte ein. Das Alter geht als quadratisches Polynom sowie interagiert mit Beschäftigungsart, Ausbildung, dem letzten Lohn nach Beschäftigungsart und Wirtschaftszweig ein. Weiterhin berücksichtigen wir Interaktionen des letzten Lohns nach Beschäftigungsart mit der Ausbildung und des Wirtschaftszweigs mit der Beschäftigungsart. Der Einfluß der Wirtschaftszweige ist hochsignifikant.¹³ Daher werden die Wirtschaftszweige in der Schätzung berücksichtigt. Die konkrete Spezifikation kann in Tabelle A.1 abgelesen werden.

Es ist zu beachten, dass wegen der hohen Anzahl an Kovariaten und deren Interaktionen bei einigen Kombinationen von Kovariaten perfekt vorhergesagt werden kann, dass kein ALG–II–Bezug vorliegt (die gefittete Wahrscheinlichkeit läge in diesen Fällen exakt bei null). Bei Vorliegen solcher Fälle können die Probit-Koeffizienten nicht korrekt berechnet werden. Aus diesem Grund wurden die Beobachtungen mit solchen perfekt vorhergesagten Ergebnissen aus der Analyse ausgeschlossen. Das reduziert die PZS auf 418.168 Männer und 409.955 Frauen, wovon 2.253 bzw. 2.061 Personen tatsächlich ALG II im dritten Quartal 2006 beziehen. Der Anteil der ALG–II–Bezieher in der PZS ist somit praktisch unverändert und liegt bei etwa 0,5%. Diese Einschränkung ist unproblematisch, da unsere Analyse die Identifikation von Personen mit hohen ALG–II–Risiken anstrebt.

Angesichts der Fülle der Kovariate sind die geschätzten Koeffizienten in Tabelle A.1 nicht einfach zu interpretieren und die Schätzung ist trotz der oben skizzierten Einschränkung mit Multikollinearitätsproblemen behaftet. Für die Zwecke der hier vorgelegten Analyse stehen jedoch die prognostizierten Wahrscheinlichkeiten des ALG–II–Bezugs von primärem Interesse und damit können die Multikollinearitätsprobleme ignoriert werden. Um die prognostizierten ALG–II–Risiken beurteilen zu können, berechnen wir die

¹³Der gemeinsame Waldtest auf Signifikanz aller Kovariate (einschließlich Interaktionstermen), die die Wirtschaftszweige umfassen, ergibt χ^2 -Statistik=1421,95 (P-Wert=0,0000) für Männer und χ^2 -Statistik=90,52 (P-Wert=0,0003) für Frauen.

Prognosen für verschiedene Szenarien nach dem Alter getrennt nach Ausbildungsstand und Geschlecht. Der sich in den Schätzkoeffizienten manifestierende Einfluss der Beschäftigungsgeschichte in den Dimensionen Dauer und Inzidenz ist komplex und kann besser durch eine graphische Darstellung der Prognosen für bestimmte Szenarien erfasst werden. Die Interpretation wird dadurch erschwert, dass eine Substitutionsbeziehung zwischen den Arbeitsmarktzuständen besteht und teilweise auch eine Überlappung (Leistungsbezug plus Teilnahme an Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik). Beispielsweise wirkt die Dauer von Vollzeitbeschäftigung negativ auf den ALG-II-Bezug, während die Inzidenz (mit Ausnahme der Männer in 2005) positiv wirkt. Das bedeutet, dass sehr kurze Beschäftigungszeiten in den Vorjahren den ALG-II-Bezug erhöhen. Diese Effekte sind relative Effekte zum Zustand keine Beschäftigung, keine Leistungen der BA und keine Maßnahmeteilnahme. Für die Interpretation der Effekte ist jedoch meist wichtiger, die Modellprognose für verschiedene im Schätzmodell erfasste Zustände (bspw. Beschäftigung versus Bezug von Arbeitslosengeld I) zu vergleichen. Deshalb ist es sinnvoll, die Ergebnisse graphisch für verschiedene Szenarien darzustellen. Einige wichtige Zusammenhänge für einige der erfassten Kovariate lassen sich aus den geschätzten Koeffizienten herauslesen. Der ALG-II-Bezug ist für Ausländer geringer als für Deutsche, sinkt mit dem letzten Lohn und mit dem Ausbildungsniveau. Der Effekt des Alters ist positiv für jüngere Arbeitnehmer und negativ für ältere Arbeitnehmer. Schließlich zeigt sich, dass die Bezugsdauer von ALG I in 2005 einen starken positiven Einfluss auf den ALG-II-Bezug aufweist.

Der letzte Wirtschaftszweig, in dem die Person zuletzt beschäftigt war, beeinflusst ebenfalls den ALG-II-Bezug. Beispielsweise ist die Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs höher für Männer, die im Öffentlichen Dienst beschäftigt waren, im Vergleich zu anderen Männern und höher für Frauen, die in Bergbau und Energie beschäftigt waren, im Vergleich zu anderen Frauen.

Die Prognosen der Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs werden für die folgenden sieben Szenarien in Abbildung A.1 bis A.14 graphisch dargestellt, jeweils getrennt nach Geschlecht und Ausbildungsstand. Bei jedem Szenario unterscheiden wir, ob die Beschäftigung im Verarbeitenden Gewerbe (VG) oder in den Privaten Dienstleistungen (PD) vorliegt. Wir stellen die Entwicklung der ALG-II-Prognose mit dem Alter für das Altersintervall 25 bis 55 Jahre.

Die sieben Szenarien sind (jeweils getrennt nach VG und PD):

1. Abbildung A.1-A.2: Vollbeschäftigung in den Jahren 2000 bis 2004 und ALG-I-Bezug in 2005. Der letzte Verdienst liegt am 20%-Quantil des letzten Lohns.
2. Abbildung A.3-A.4: Vollbeschäftigung in den Jahren 2000 bis 2004 und ALG-I-

Bezug in 2005. Der letzte Verdienst liegt am Median des letzten Lohns.

3. Abbildung A.5-A.6: Teilzeitbeschäftigung mit mehr als 18 Stunden in den Jahren 2000 bis 2004 und ALG-I-Bezug in 2005. Der letzte Verdienst liegt am 20%-Quantil des letzten Lohns.
4. Abbildung A.7-A.8: Teilzeitbeschäftigung mit weniger als 18 Stunden in den Jahren 2000 bis 2004 und ALG-I-Bezug in 2005. Der letzte Verdienst liegt am 20%-Quantil des letzten Lohns.
5. Abbildung A.9-A.10: Geringfügige Beschäftigung während des ganzen Jahres in den Jahren 2000 bis 2005. Der letzte Verdienst liegt am 20%-Quantil des letzten Lohns.
6. Abbildung A.11-A.12: Vollbeschäftigung in den Jahren 2000 bis 2003, ALG-Bezug in 2004 und FBW-Teilnahme in 2005. Der letzte Verdienst liegt am 20%-Quantil des letzten Lohns.
7. Abbildung A.13-A.14: Geringfügige Beschäftigung mit der Dauer 10% eines Jahres während der Jahre 2000 bis 2005. Der letzte Verdienst liegt am 20%-Quantil des letzten Lohns.

Die sieben Szenarien greifen potenzielle Szenarien mit hohem ALG-II-Bezugsrisiko auf. Die Szenarien 1 und 3 bis 7 umfassen Niedrigverdiener in verschiedenen Beschäftigungszuständen, die in den Szenarien 1, 3, 4, 6 ihre Beschäftigung 2004 oder 2005 verlieren und zunächst ALG I beziehen. Szenario 2 beschreibt den Medianverdiener, der 2005 arbeitslos wird, und die Szenarien 5 und 7 beschreiben Personen, die eine geringfügige Beschäftigung ausüben. Alle Szenarien (außer Szenarien 5 und 7) unterstellen den Bezug von ALG I im Jahr 2005. Hierdurch versuchen wir potenziell hohe Risiken des ALG-II-Bezuges zu identifizieren, Der Bezug von ALG I in 2005 ist ein wichtiger Prädiktor für ALG-II-Bezug in 2006. Da sich die Wahrscheinlichkeiten des ALG-II-Bezuges signifikant über die Wirtschaftszweige unterscheiden, haben wir die Szenarien für die beiden Wirtschaftszweige VG und PD separat ausgewiesen. VG ist ein großer Wirtschaftszweig, der nach der Ergebnissen in Tabelle A.1 mit einem geringen ALG-II-Risiko einhergeht. PD ist ein großer Wirtschaftszweig mit vergleichsweise hohem ALG-II-Risiko. Die Unterscheidung ermöglicht es die Unterschiede über die Wirtschaftszweige einzuschätzen.

In den Abbildungen A.1 bis A.14 fällt auf, dass Frauen in allen Fällen ein höheres ALG-II-Risiko haben als Männer. Die höchsten Risiken beobachten wir für Frauen mit niedriger Ausbildung, die in den Jahren 2000-2004 teilzeit beschäftigt waren (bis zu 25% wenn sie im VG und bis zu 35% wenn sie in PD beschäftigt waren) und die in den

Jahren 2000-2004 geringfügig beschäftigt waren. Für Männer sind die höchsten Risiken in Szenarien 3 und 4 (Teilzeit Beschäftigte mit weniger als 18 Stunden in der Woche und mit mehr als 18 Stunden in der Woche) zu beobachten.

Allerdings lassen die Prozessdaten keine Gruppe von Personen identifizieren, die ein hohes ALG-II-Risiko (bspw. über 50%) oder sogar ein Risiko nahe 100% aufweisen. Dies bestätigt sich, wenn man die Verteilung der geschätzten ALG-II-Wahrscheinlichkeiten für die Stichprobe auswertet (vgl. Tabelle 10). Gleichwohl folgt auch aus den Ergebnissen, dass die Prozessdaten deutliche Unterschiede zwischen Personengruppen aufweisen. Das ALG-II-Risiko steigt mit dem Alter für jüngere Personen an und sinkt dann wieder mit dem Alter (wobei bei Frauen mit Berufsausbildung fast in allen Profilen die Wahrscheinlichkeit mit dem Alter sinkt). In allen Profilen sinkt das Risiko drastisch mit der Ausbildung.

Abschließend wollen wir untersuchen, inwieweit sich die Zugänge in ALG II auf Personen mit hohen ALG-II-Risiken einschränken lassen. Hierzu bestimmen wir zum einen in Tabelle 10 ausgewählte Quantile der auf Basis der Ergebnisse in Tabelle A.1 geschätzten ALG-II-Zugangswahrscheinlichkeiten in der PZS. Zum anderen bestimmen wir in Tabelle 11 die Anteile in der Stichprobe der ALG-II-Zugänge und in der PZS insgesamt, deren geschätzte ALG-II-Wahrscheinlichkeit nach den Schätzergebnissen in Tabelle A.1 oberhalb eines bestimmten Wertes liegen.

Tabelle 10: Quantile der geschätzten ALG-II-Wahrscheinlichkeiten in der PZS*

Prozent	Quantil geschätzte ALG-II- Wahrscheinlichkeit	
	Männer	Frauen
10%	0.00008	0.00030
25%	0.00031	0.00076
50%	0.00135	0.00216
75%	0.00476	0.00547
90%	0.01221	0.01127
95%	0.02232	0.01789
99%	0.06860	0.04753
Maximum	0.48662	0.45328

* Quantile in den jeweiligen vollen geschlechtsspezifischen PZS, die 418.488 Männer bzw. 410.871 Frauen umfasst. Für die Personen, die für die Probit-Schätzung aus der Stichprobe ausgeschlossen werden, unterstellen wir eine geschätzte ALG-II-Wahrscheinlichkeit in Höhe von 0, da die gewählte Spezifikation für diese Person perfekt keinen ALG-II-Bezug (eine Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs von exakt null) prognostizieren würde, siehe die Ausführungen im Text.

Tabelle 10 zeigt, dass der Median des geschätzten ALG-II-Risikos bei 0,14% für Männer und bei 0,22% für Frauen liegt. Beide Werte liegen deutlich unter den ALG-II-Quoten in der PZS, die etwa bei 0,5% liegen. Dies ist ein erster Hinweis auf eine deutlich messbare Konzentration der ALG-II-Risiken auf bestimmte Personengruppen,

die mit administrativen Daten identifizierbar sind. Am 95%-Quantil liegt das ALG-II-Risiko bei 2,2% für Männer und bei 1,8% für Frauen, d.h. die Reihenfolge der Geschlechter dreht sich bei den höheren Risiken um und die Konzentration des ALG-II-Risikos ist bei Männern etwas ausgeprägter als bei Frauen, *nota bene* wiederum im Hinblick auf den in administrativen Daten identifizierbaren Datenkranz. Am 99%-Quantil liegt der Wert bei 6,9% für Männer und bei 4,8% für Frauen. Das höchste (Maximum) ALG-II-Risiko, das mit administrativen Daten hier identifiziert werden kann, beträgt 48,6% für Männer und 45,3% für Frauen. Die Ergebnisse machen deutlich, dass auf Basis von administrativen Daten in der PZS nur wenige Personen mit hohen ALG-II-Risiken identifiziert werden können.

Tabelle 11: Anteile ALG-II-Wahrscheinlichkeit überschreitet einen bestimmten Wert

minimale geschätzte ALG-II-Wahrscheinlichkeit (im Prozent)	Männer		Frauen		
	Anteil an ALG-II-Zugängen	Anteil in gesamter PZS*	Anteil an Zugängen	Anteil in gesamter PZS*	Anteil in
30	0.0009	0.0000	0.0005	0.0000	0.0000
25	0.0049	0.0002	0.0015	0.0000	0.0000
20	0.0138	0.0005	0.0019	0.0001	0.0001
15	0.0320	0.0014	0.0063	0.0003	0.0003
10	0.0879	0.0045	0.0301	0.0015	0.0015
5	0.2534	0.0168	0.1155	0.0091	0.0091
2	0.5024	0.0576	0.3290	0.0422	0.0422
1	0.6733	0.1230	0.5463	0.1182	0.1182

* Anteile in den jeweiligen vollen geschlechtsspezifischen PZS, die 418.488 Männer bzw. 410.871 Frauen umfasst, siehe auch Erläuterungen zu Tabelle 10.

Tabelle 11 erlaubt eine Abgrenzung der Frage, inwieweit es möglich ist auf Basis eines vergleichsweise hohen geschätzten ALG-II-Risikos die PZS einzuschränken, ohne dass allzu viele der ALG-II-Zugänge verloren gehen. Bspw. ergibt sich, dass 1,4% der ALG-II-Zugänge von Männern und 0,2% der ALG-II-Zugänge von Frauen ein geschätztes ALG-II-Risiko von mindestens 20% aufweisen. In der gesamten PZS weisen nur 0,05% aller Männer und 0,01% der Frauen ein geschätztes ALG-II-Risiko von mindestens 20% auf. Die Ergebnisse zeigen, dass der Anteil der ALG-II-Zugänge mit identifizierbar hohem ALG-II-Risiko sehr gering ist.

Allerdings zeigt sich auch, dass Personen mit einem ALG-II-Risiko von mindestens 2% bei den Männer 50,2% und bei den Frauen 32,9% der ALG-II-Zugänge ausmachen. Hinzu kommt, dass Personen mit einem ALG-II-Risiko von mindestens 2% nur 5,8% der Männer und 4,2% der Frauen in der PZS ausmachen. Ein ALG-II-Risiko von mindestens 1% weisen 67,3% der ALG-II-Zugänge von Männern und 54,6% der ALG-II-Zugänge von Frauen auf. In der gesamten PZS sind dies wiederum nur 12,3% der Männer und 11,8% der

Frauen. Trotz der relativ kleinen geschätzten ALG-II-Risiken, belegen diese Ergebnisse, dass sich auf Basis administrativer Daten vergleichsweise kleine Unterstichproben der PZS identifizieren lassen, aus der ein Großteil der zukünftigen ALG-II-Zugänge entstammen. Konkret heißt dies beispielsweise, dass eine Teilstichprobe von 12% aller Personen ohne bisherigen Alhi- oder ALG-II-Bezug innerhalb des Zeitraums 2000 bis zweites Quartal 2006 in administrativen Daten identifiziert werden kann, aus der ca. zwei Drittel aller ALG-II-Zugänge von Männern und ca. 55% aller ALG-II-Zugänge von Frauen entstammen. Die hier vorgelegten Ergebnisse legen nahe, dass sich das Auffrischen des Panels Arbeitsmarkt und soziale Sicherung in sinnvoller Weise an dem hier geschätzten ALG-II-Risiko orientieren kann.

5 Schlußfolgerungen

Diese Arbeit untersucht die erwerbsfähig eingestuften Bezieher von Arbeitslosengeld II, die mindestens einmal Arbeitslosengeld II im dritten Quartal 2006 bezogen haben. Unsere Ergebnisse zeigen, dass 16% der Bezieher von Arbeitslosengeld II im dritten Quartal 2006 während des Zeitraums 2000 bis 2005 keine Arbeitslosenhilfe oder Arbeitslosengeld II bezogen.

Weiterhin wird untersucht, inwieweit sich der Bezug von Arbeitslosengeld II für Personen, die vorher noch nie Arbeitslosenhilfe oder Arbeitslosengeld II bezogen haben, aus den Prozessdaten der BA prognostizieren lässt. Unsere Schätzungen ergeben, dass mit den Prozessdaten die höchste prognostizierte Wahrscheinlichkeit neu in den Bezug von Arbeitslosengeld II Personengruppen überzugehen bei 49% liegt. Für den überwiegenden Teil der Stichprobe ergeben sich jedoch weit geringere prognostizierte Übergangswahrscheinlichkeiten. Dies zeigt, dass mit den Prozessdaten keine größeren Personengruppen mit einem hohen Risiko des Zugangs in Arbeitslosengeld II identifiziert werden können. Gleichwohl identifiziert die Analyse wichtige Prädiktoren für den Zugang in Arbeitslosengeld II und damit werden deutliche Unterschiede zwischen verschiedenen Personengruppen im Hinblick auf die Herkunft der Zugänge erkennbar. Diese aus den Prozessdaten identifizierbaren Unterschiede können beim Auffrischen des Panels Arbeitsmarkt und soziale Sicherung (Achatz et al., 2007, und Trappmann et al., 2009) benutzt werden. Beispielsweise kann eine Teilstichprobe von 12% aller Personen ohne bisherigen Arbeitslosenhilfe- oder Arbeitslosengeld-II-Bezug innerhalb des Zeitraums 2000 bis 2005 in administrativen Daten identifiziert werden, aus der ca. zwei Drittel aller Arbeitslosengeld-II-Zugänge von Männern und ca. 55% aller Arbeitslosengeld-II-Zugänge von Frauen entstammen.

Naturgemäß sollte sich der Analyse der Zugänge in den Arbeitslosengeld-II-Bezug

eine Analyse der Abgänge anschließen, um die Dynamik vollständig zu erfassen. Dies ist im Rahmen der hier vorgelegten Arbeit nicht möglich. Eine Analyse der Abgänge sollte die hier vorgelegten Ergebnisse berücksichtigen, um die Selektion des Bestandes der Arbeitslosengeld-II-Bezieher angemessen berücksichtigen zu können. Nationale und internationale Studien zum Verbleib in Armut und/oder Sozialleistungsbezug (Adrén, 2007; Biewen, 2008; Cappellari und Jenkins, 2008) belegen die starke Bedeutung der Erwerbsgeschichte und der unbeobachteten Heterogenität, die sich in der Selektion des Bestandes widerspiegelt.

Literatur

- Achatz, J., A. Hirsland und M. Promberger (2007). 'Rahmenkonzept für das IAB-Panel Arbeitsmarkt und Soziale Sicherheit', in: Promberger, M. (Hrsg.): Neue Daten für die Sozialstaatsforschung. Zur Konzeption der IAB-Panelerhebung 'Arbeitsmarkt und Soziale Sicherheit'. Nürnberg, S. 11-29 (=IAB-Forschungsbericht 12/2007).
- Adrén, T. (2007). 'The persistence of welfare participation', Working Papers in Economics No 266, School of Business, Economics and Law, Göteborg University, Göteborg.
- Biewen, M. (2006). 'Who are the chronic poor? An econometric analysis of chronic poverty in Germany', *Research on Economic Inequality*, 13, S. 32–62.
- Biewen, M. (2008). 'Measuring state dependence in individual poverty histories when there is feedback to employment status and household composition', erscheint in *Journal of Applied Econometrics*.
- Bruckmeier, K. und D. Schnitzlein (2007). 'Was wurde aus den Arbeitslosenhilfeempfängern? Eine empirische Analyse des Übergangs und Verbleibs von Arbeitslosenhilfeempfängern nach der Hartz-IV-Reform', IAB Discussion Paper, 24/2007, IAB Nürnberg.
- Bundesregierung, Hrsg. (2008). 'Lebenslagen in Deutschland - Der dritte Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung', Bundesanzeiger Verlag, Köln.
- Cappellari, L. und S.P. Jenkins (2008). 'The dynamics of social assistance receipt: Measurement and modelling issues, with an application to Britain.' DIW Discussion Paper, 828, Berlin.

- Fitzenberger, B. (2009). 'Nach der Reform ist vor der Reform? Eine arbeitsökonomische Analyse ausgewählter Aspekte der Hartz-Reformen', in: G. Schulze, 'Reformen für Deutschland', Schäffer-Pöschel Verlag, S. 21–48.
- Frick, J.R. und M.M. Grabka (2008). 'Niedrigere Arbeitslosigkeit sorgt für weniger Armutsrisiko und Ungleichheit', DIW Wochenbericht, Nr. 38/2008, Berlin.
- Göbel, J. P. Krause und J. Schupp (2005). 'Mehr Armut durch steigende Arbeitslosigkeit', DIW Wochenbericht, Nr. 10/2005, Berlin.
- Göbel, J. und M. Richter (2007). 'Nach der Einführung von Arbeitslosengeld II: Deutlich mehr Verlierer als Gewinner unter den Hilfeempfängern', DIW Wochenbericht, Nr. 50/2007, Berlin.
- Groh-Samberg, O. (2007). 'Armut in Deutschland verfestigt sich', DIW Wochenbericht, Nr. 12/2007, Berlin.
- Hansen, J., M. Lofstrom und X. Zhang (2006). 'State dependence in Canadian welfare participation', IZA Discussion Paper No. 2266, Institute for the Study of Labour (IZA), Bonn.
- Leibfried, S., L. Leisering, P. Buhr, M. Ludwig, E. Mädje, T. Olk, W. Voges und M. Zwick (1995). 'Zeit der Armut. Lebensläufe im Sozialstaat', Suhrkamp, Frankfurt.
- Mutz, G., W. Ludwig-Mayerhofer, E.J. Koenen, K. Eder und W. Bonß (1995). 'Diskontinuierliche Erwerbsverläufe. Analysen zur postindustriellen Arbeitslosigkeit', Reihe Biographie und Gesellschaft, Band 21, Leske + Budrich, Opladen.
- Schels, B. (2009). 'Job entry and the ways out of benefit receipt of young adults in Germany', IAB Discussion Paper, 16/2009, Nürnberg.
- Trappmann, M., B. Christoph, J. Achatz, C. Wenzig, G. Müller und D. Gebhardt (2009). 'Design and stratification of PASS. A new panel study for research on long term unemployment', IAB Discussion Paper, 05/2009, Nürnberg.

A Anhang

Tabelle A.1: Probit Regression des ALG-II-Bezuges im dritten Quartal 2006

	Frauen		Männer	
Variable	Koeff.	St. Fehler	Koeff.	St. Fehler
Dauer: gemessen als Anteile eines Jahres				
VZ Beschäftigung				
Jahre:				
2000	-0.0010	0.0004	-0.0003	0.0002
2001	-0.0005	0.0004	-0.0007	0.0002
2002	-0.0010	0.0004	-0.0004	0.0002
2003	-0.0006	0.0004	-0.0006	0.0002
2004	-0.0003	0.0004	-0.0005	0.0002
2005	-0.0011	0.0003	-0.0009	0.0002
TZ Besch. über 18 Std.				
Jahre:				
2000	-0.0007	0.0006	-0.0019	0.0007
2001	-0.0004	0.0006	-0.0011	0.0007
2002	-0.0002	0.0006	0.0011	0.0006
2003	0.0012	0.0006	-0.0007	0.0006
2004	0.0000	0.0006	-0.0007	0.0006
2005	-0.0008	0.0005	-0.0010	0.0005
TZ Besch. unter 18 Std.				
Jahre:				
2000	-0.0007	0.0010	0.0020	0.0009
2001	0.0002	0.0011	-0.0003	0.0010
2002	-0.0013	0.0011	0.0009	0.0008
2003	0.0003	0.0011	0.0007	0.0008
2004	0.0013	0.0010	-0.0008	0.0010
2005	-0.0020	0.0009	-0.0010	0.0010
Geringf. Besch.				
Jahre:				
2000	-0.0008	0.0004	-0.0003	0.0004
Fortsetzung auf der nächsten Seite				

Tabelle A.1 – Fortsetzung

Variable	Koeff.	St. Fehler	Koeff.	St. Fehler
2001	-0.0006	0.0004	-0.0013	0.0005
2002	0.0003	0.0004	0.0001	0.0005
2003	-0.0002	0.0004	0.0000	0.0004
2004	0.0003	0.0004	0.0004	0.0004
2005	-0.0008	0.0005	-0.0009	0.0004
Arbeitslosengeld				
Jahre:				
2000	-0.0019	0.0012	-0.0017	0.0009
2001	-0.0003	0.0010	-0.0002	0.0007
2002	-0.0008	0.0009	-0.0009	0.0006
2003	0.0001	0.0008	0.0005	0.0005
2004	-0.0007	0.0006	0.0006	0.0003
ALG I 2005	0.0061	0.0005	0.0051	0.0003
ABM				
Jahre:				
2000	0.0016	0.0023	0.0015	0.0013
2001	0.0001	0.0018	0.0017	0.0010
2002	-0.0028	0.0018	-0.0015	0.0010
2003	0.0009	0.0015	-0.0004	0.0008
2004	-0.0002	0.0014	0.0001	0.0007
2005	0.0029	0.0013	0.0017	0.0007
FBW				
Jahre:				
2000	0.0007	0.0017	0.0003	0.0012
2001	-0.0020	0.0016	0.0001	0.0010
2002	0.0012	0.0012	-0.0017	0.0009
2003	-0.0044	0.0015	0.0002	0.0009
2004	0.0019	0.0013	0.0008	0.0009
2005	0.0033	0.0012	0.0012	0.0008
Inzidenz: Dummyvariable = 1, wenn Ereignis im Jahr auftritt				
VZ Beschäftigung				
Jahre:				
Fortsetzung auf der nächsten Seite				

Tabelle A.1 – Fortsetzung

Variable	Koeff.	St. Fehler	Koeff.	St. Fehler
2000	0.0008	0.0003	0.0003	0.0002
2001	0.0002	0.0003	0.0003	0.0002
2002	0.0006	0.0003	0.0003	0.0002
2003	0.0016	0.0003	0.0006	0.0001
2004	0.0005	0.0003	0.0007	0.0001
2005	0.0004	0.0003	0.0001	0.0001
TZ Besch. über 18 Std.				
Jahre:				
2000	0.0003	0.0005	0.0015	0.0008
2001	0.0001	0.0004	0.0005	0.0005
2002	0.0002	0.0004	0.0002	0.0004
2003	-0.0004	0.0004	0.0004	0.0005
2004	-0.0002	0.0004	0.0004	0.0005
2005	0.0003	0.0004	0.0008	0.0006
TZ Besch. unter 18 Std.				
Jahre:				
2000	0.0007	0.0009	-0.0008	0.0003
2001	-0.0001	0.0007	-0.0007	0.0003
2002	0.0001	0.0007	0.0001	0.0005
2003	-0.0004	0.0006	0.0004	0.0006
2004	-0.0002	0.0007	0.0001	0.0006
2005	0.0001	0.0007	-0.0001	0.0006
Geringf. Besch.				
Jahre:				
2000	0.0005	0.0003	0.0000	0.0002
2001	0.0003	0.0003	0.0007	0.0003
2002	0.0001	0.0003	-0.0001	0.0002
2003	0.0002	0.0003	-0.0003	0.0002
2004	0.0001	0.0003	0.0001	0.0002
2005	-0.0002	0.0003	0.0000	0.0002
Arbeitslosengeld				
Jahre:				
2000	0.0007	0.0005	0.0001	0.0003
Fortsetzung auf der nächsten Seite				

Tabelle A.1 – Fortsetzung

Variable	Koeff.	St. Fehler	Koeff.	St. Fehler
2001	0.0004	0.0005	0.0002	0.0003
2002	0.0001	0.0004	0.0000	0.0002
2003	0.0007	0.0004	0.0002	0.0002
2004	-0.0003	0.0003	-0.0005	0.0001
ALG I 2005	0.0024	0.0005	0.0018	0.0003
ABM				
Jahre:				
2000	0.0004	0.0015	-0.0003	0.0006
2001	0.0001	0.0011	-0.0006	0.0004
2002	0.0012	0.0014	0.0005	0.0007
2003	0.0008	0.0011	0.0006	0.0006
2004	0.0003	0.0009	0.0013	0.0007
2005	-0.0007	0.0005	-0.0003	0.0003
FBW				
Jahre:				
2000	0.0001	0.0008	0.0004	0.0006
2001	0.0006	0.0008	0.0000	0.0004
2002	0.0014	0.0008	0.0017	0.0006
2003	0.0007	0.0006	0.0001	0.0003
2004	0.0005	0.0005	0.0006	0.0003
2005	0.0000	0.0003	-0.0001	0.0002
Andere Merkmale				
Ausländer	-0.0003	0.0002	-0.0004	0.0001
Ausbildung 1 *	-0.0022	0.0007	-0.0018	0.0004
Ausbildung 2	0.0029	0.0019	-0.0061	0.0029
Ausbildung 3	-0.0024	0.0011	-0.0035	0.0009
Alter	0.0002	0.0001	0.0003	0.0001
Alter Quadrat (mal 1000)	-0.0027	0.0016	-0.0043	0.0012
Beschäftigungsart				
VZ Beschäftigung	-0.0003	0.0008	-0.0003	0.0005
TZ Beschäftigung über 18 Std.	-0.0002	0.0008	-0.0001	0.0005
TZ Beschäftigung unter 18 Std.	-0.0008	0.0007	0.0003	0.0005
Fortsetzung auf der nächsten Seite				

Tabelle A.1 – Fortsetzung

Variable	Koeff.	St. Fehler	Koeff.	St. Fehler
Geringf. Besch.	-0.0003	0.0008	0.0002	0.0005
Interaktionen				
Letzter Lohn mit Beschäftigungsart (mal 1000)				
VZ Beschäftigung	-0.2042	0.0436	-0.0153	0.0220
TZ Beschäftigung über 18 Std.	0.0913	0.1355	0.1897	0.0805
TZ Beschäftigung unter 18 Std.	0.0097	0.0759	0.0656	0.0525
Geringf. Besch.	0.0045	0.0084	-0.0154	0.0083
Alter mit Beschäftigungsart				
VZ Beschäftigung	-0.0002	0.0001	0.0001	0.0001
TZ Beschäftigung über 18 Std.	-0.0001	0.0001	0.0001	0.0000
TZ Beschäftigung unter 18 Std.	0.0000	0.0001	0.0001	0.0001
Geringf. Besch.	0.0002	0.0001	0.0001	0.0000
Letzter Lohn und Alter Quadrat mit Beschäftigungsart (mal 1000)				
VZ Beschäftigung	0.0024	0.0012	-0.0017	0.0009
TZ Beschäftigung über 18 Std.	0.0021	0.0014	-0.0005	0.0008
TZ Beschäftigung unter 18 Std.	0.0009	0.0013	-0.0009	0.0008
Geringf. Besch.	-0.0023	0.0009	-0.0011	0.0006
Alter mit Ausbildung				
Ausbildung 1 *	0.0003	0.0001	0.0003	0.0001
Ausbildung 2	-0.0001	0.0001	0.0002	0.0001
Ausbildung 3	0.0001	0.0001	0.0003	0.0001
Alter Quad. mit Ausbild. (mal 1000)				
Ausbildung 1 *	-0.0046	0.0013	-0.0033	0.0010
Ausbildung 2	0.0002	0.0012	-0.0030	0.0009
Ausbildung 3	-0.0014	0.0020	-0.0035	0.0015
Letzter Lohn, Alter mit Beschäftigungsart (mal 1000)				
VZ Beschäftigung	0.0066	0.0019	-0.0007	0.0010
TZ Beschäftigung über 18 Std.	0.0004	0.0070	-0.0088	0.0036
TZ Beschäftigung unter 18 Std.	-0.0008	0.0033	-0.0034	0.0023
Geringf. Besch.	-0.0005	0.0004	0.0007	0.0004
Letzter Lohn, Alter Quad. mit Beschäftigungsart (mal 10⁶)				
VZ Beschäftigung	-0.0663	0.0216	0.0078	0.0108
Fortsetzung auf der nächsten Seite				

Tabelle A.1 – Fortsetzung

Variable	Koeff.	St. Fehler	Koeff.	St. Fehler
TZ Beschäftigung über 18 Std.	-0.0817	0.0905	0.0827	0.0404
TZ Beschäftigung unter 18 Std.	-0.0190	0.0390	0.0407	0.0262
Geringf. Besch.	0.0075	0.0052	-0.0058	0.0054
Letzter Lohn, Beschäftigungsart mit Ausbildung (mal 1000)				
VZ und Ausb. 1	-0.0227	0.0333	-0.0252	0.0173
VZ und Ausb. 2	-0.0059	0.0294	-0.0167	0.0155
VZ und Ausb. 3	0.0611	0.0344	-0.0260	0.0187
TZ über 18 Std. und Ausb. 1	-0.1857	0.1051	-0.0617	0.0613
TZ über 18 Std. und Ausb. 2	-0.2029	0.0873	-0.0472	0.0570
TZ über 18 Std. und Ausb. 3	-0.2261	0.0920	-0.0616	0.0616
TZ unter 18 Std. und Ausb. 1	-0.0180	0.0554	0.0134	0.0354
TZ unter 18 Std. und Ausb. 2	-0.0312	0.0483	0.0187	0.0294
TZ unter 18 Std. und Ausb. 3	-0.0541	0.0567	0.0053	0.0342
Geringf. und Ausb. 1	-0.0134	0.0063	0.0070	0.0054
Geringf. und Ausb. 2	-0.0012	0.0057	0.0078	0.0054
Geringf. und Ausb. 3	0.0087	0.0083	0.0030	0.0072
Letzter Lohn, Besch.Art mit Alter und Ausbildung (mal 10⁶)				
VZ und Ausb. 1	0.6850	0.7940	0.4080	0.4310
VZ und Ausb. 2	4.2600	2.8300	1.7100	1.7400
VZ und Ausb. 3	0.5660	1.3600	-0.9620	0.9160
TZ über 18 Std. und Ausb. 1	0.3900	0.1540	-0.2070	0.1560
TZ über 18 Std. und Ausb. 2	0.5110	0.6920	0.2150	0.3700
TZ über 18 Std. und Ausb. 3	4.5700	2.3800	1.3400	1.5700
TZ unter 18 Std. und Ausb. 1	1.0600	1.1700	-1.0500	0.6900
TZ unter 18 Std. und Ausb. 2	0.1370	0.1380	-0.2310	0.1370
TZ unter 18 Std. und Ausb. 3	-1.3000	0.8700	0.5060	0.4560
Geringf. und Ausb. 1	6.4700	2.5700	1.8500	1.6800
Geringf. und Ausb. 2	1.5200	1.4300	-0.6920	0.8230
Geringf. und Ausb. 3	-0.1240	0.2360	-0.0941	0.1990
Letzter WZW (ausgelassene Kategorie Verarbeitendes Gewerbe)				
Bergbau und Energie	0.9789	0.0727	0.0067	0.0256
Landwirtschaft und Baugewerbe	-0.0013	0.0019	0.0088	0.0070
WZW unbekannt	-0.0021	0.0001	0.9987	0.0001
Fortsetzung auf der nächsten Seite				

Tabelle A.1 – Fortsetzung

Variable	Koeff.	St. Fehler	Koeff.	St. Fehler
Keine Beschäftigung vorhanden	0.0137	0.0357	0.0862	0.1191
Handel	0.0028	0.0033	0.0101	0.0068
Verkehr und Kommunikation	0.0005	0.0042	0.0217	0.0192
Private Dienstleistungen	0.0014	0.0029	0.0155	0.0102
Öffentlicher Dienst	0.0037	0.0031	0.0520	0.0266
Letzter WZW mit Alter (mal 1000)				
Bergbau und Energie	-0.0747	0.5961	-0.1664	0.2799
Landwirtschaft und Baugewerbe	-0.0003	0.2118	-0.2163	0.0723
WZW unbekannt	2.6565	5.9970	-0.6956	0.3817
Keine Beschäftigung vorhanden	-0.2614	0.2944	-0.3924	0.1731
Handel	-0.1063	0.1076	-0.1943	0.0700
Verkehr und Kommunikation	-0.0027	0.1957	-0.2722	0.0922
Private Dienstleistungen	-0.0498	0.1135	-0.2351	0.0728
Öffentlicher Dienst	-0.1570	0.1076	-0.3768	0.0737
Letzter WZW mit Alter Quad. (mal 1000)				
Bergbau und Energie	0.0014	0.0077	0.0024	0.0036
Landwirtschaft und Baugewerbe	0.0006	0.0027	0.0032	0.0009
WZW unbekannt	-0.0698	0.1343	0.0094	0.0052
Keine Beschäftigung vorhanden	0.0035	0.0036	0.0051	0.0022
Handel	0.0013	0.0014	0.0027	0.0009
Verkehr und Kommunikation	0.0000	0.0026	0.0035	0.0012
Private Dienstleistungen	0.0010	0.0015	0.0032	0.0010
Öffentlicher Dienst	0.0020	0.0014	0.0048	0.0010
Letzter WZW mit VZ Besch.				
Bergbau und Energie	-0.0022	0.0001	-0.0008	0.0007
Landwirtschaft und Baugewerbe	0.0004	0.0007	-0.0001	0.0003
WZW unbekannt	-0.0019	0.0007	-0.0014	0.0001
Keine Beschäftigung vorhanden	-0.0055	0.0014	-0.0005	0.0007
Handel	-0.0001	0.0003	-0.0005	0.0002
Verkehr und Kommunikation	-0.0005	0.0005	0.0006	0.0005
Private Dienstleistungen	-0.0003	0.0003	-0.0003	0.0002
Öffentlicher Dienst	-0.0002	0.0003	0.0001	0.0003
Fortsetzung auf der nächsten Seite				

Tabelle A.1 – Fortsetzung

Variable	Koeff.	St. Fehler	Koeff.	St. Fehler
Letzter WZW mit TZ Besch. über 18St.				
Bergbau und Energie	-	-	0.0029	0.0058
Landwirtschaft und Baugewerbe	0.0044	0.0040	0.0014	0.0016
WZW unbekannt	-	-	-	-
Keine Beschäftigung vorhanden	-0.0006	0.0023	0.0010	0.0004
Handel	0.0021	0.0018	0.0009	0.0011
Verkehr und Kommunikation	0.0033	0.0028	0.0009	0.0012
Private Dienstleistungen	0.0016	0.0016	0.0005	0.0009
Öffentlicher Dienst	0.0014	0.0015	0.0001	0.0007
Letzter WZW mit TZ Besch. unter 18St.				
Bergbau und Energie	-	-	0.0029	0.0052
Landwirtschaft und Baugewerbe	0.0000	0.0010	-0.0006	0.0004
WZW unbekannt	0.0549	0.0676	-	-
Keine Beschäftigung vorhanden	-0.0014	0.0021	0.0012	0.0003
Handel	0.0010	0.0007	-0.0002	0.0004
Verkehr und Kommunikation	0.0001	0.0009	-0.0006	0.0003
Private Dienstleistungen	0.0007	0.0007	-0.0003	0.0004
Öffentlicher Dienst	0.0005	0.0006	-0.0005	0.0003
Letzter WZW mit geringf. Besch.				
Bergbau und Energie	-	-	-0.0004	0.0013
Landwirtschaft und Baugewerbe	-0.0004	0.0005	0.0001	0.0003
WZW unbekannt	-	-	-	-
Keine Beschäftigung vorhanden	0.0018	0.0009	0.0008	0.0004
Handel	0.0001	0.0004	0.0004	0.0003
Verkehr und Kommunikation	0.0003	0.0007	0.0003	0.0004
Private Dienstleistungen	-0.0002	0.0003	0.0001	0.0003
Öffentlicher Dienst	-0.0003	0.0003	-0.0001	0.0003
Letzter Lohn unbekannt in				
VZ Beschäftigung	-0.0017	0.0001	-0.0011	0.0001
TZ Beschäftigung über 18 Std.	-0.0009	0.0007	0.0002	0.0015
TZ Beschäftigung unter 18 Std.	-0.0013	0.0003	-0.0009	0.0005
Geringfügige Beschäftigung	-0.0010	0.0005	0.0008	0.0008
Fortsetzung auf der nächsten Seite				

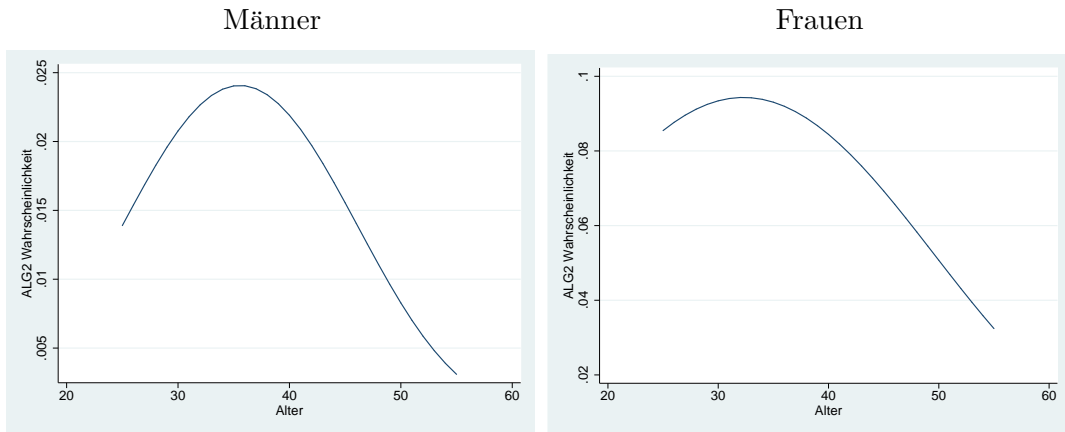
Tabelle A.1 – Fortsetzung

Variable	Koeff.	St. Fehler	Koeff.	St. Fehler
Letzter Lohn liegt über BBG in				
VZ Beschäftigung	-0.0019	0.0003	-0.0012	0.0001
TZ Beschäftigung über 18 Std.	-	-	-	-
TZ Beschäftigung unter 18 Std.	0.0046	0.0075	-	-
Geringfügige Beschäftigung	0.0016	0.0029	0.0041	0.0069

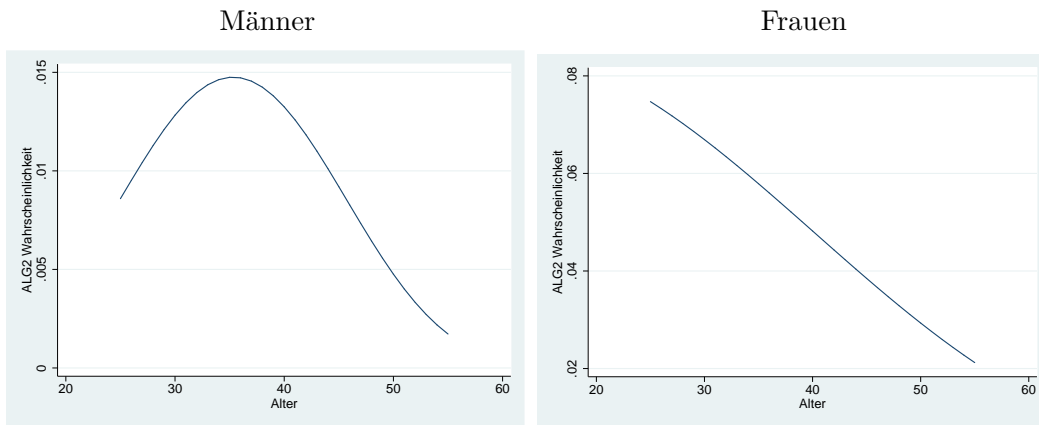
* Ausgelassene Kategorie - Ausbildung unbekannt; Ausbildung 1 - Schulbildung ohne Berufsausbildung; 2 - Schulbildung mit Berufsausbildung; 3 - Abitur, (Fach)Hochschule oder Universität

Abbildung A.1: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 1 – VG)

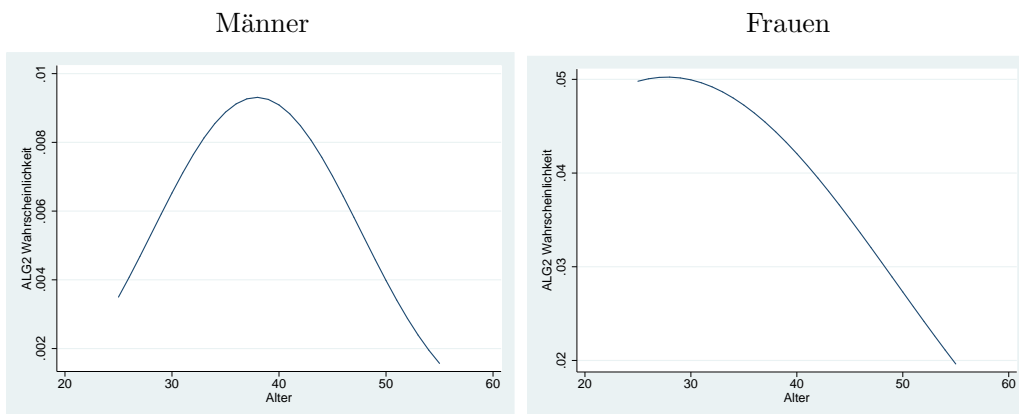
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



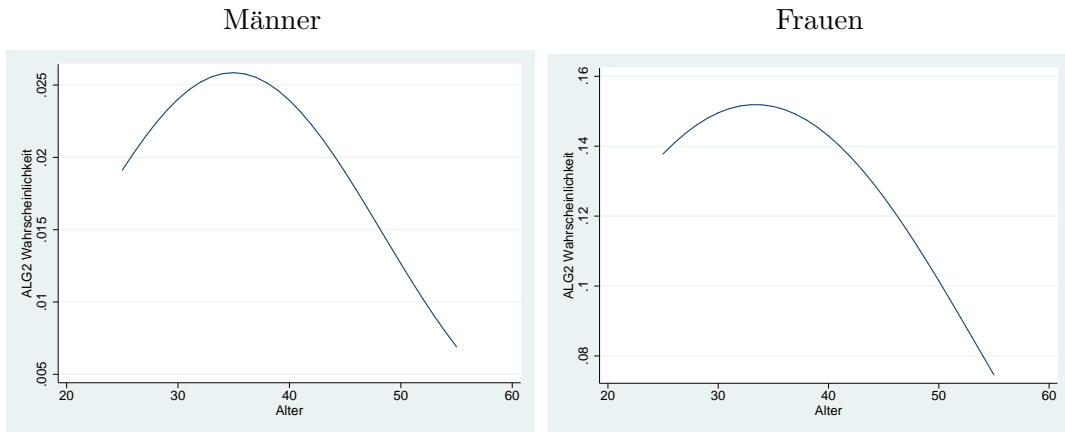
Abitur, Fachhochschule oder Universität



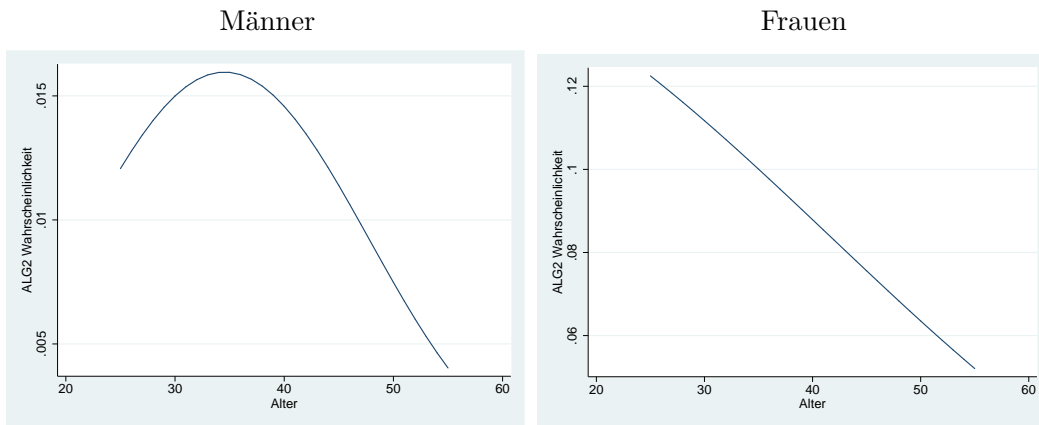
Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich 20. Perzentil (29,48 Euro für Frauen, 48,38 für Männer), ALG-I-Bezugsdauer im Jahr 2005 über 90% des Jahres und Vollzeit Beschäftigung im Verarbeitenden Gewerbe in den Jahren 2000-2004 (mit Dauer 100%).

Abbildung A.2: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 1 – PD)

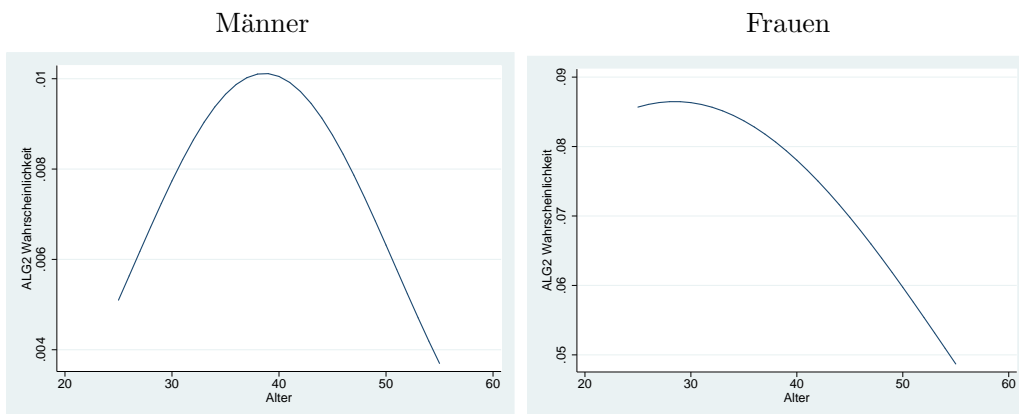
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



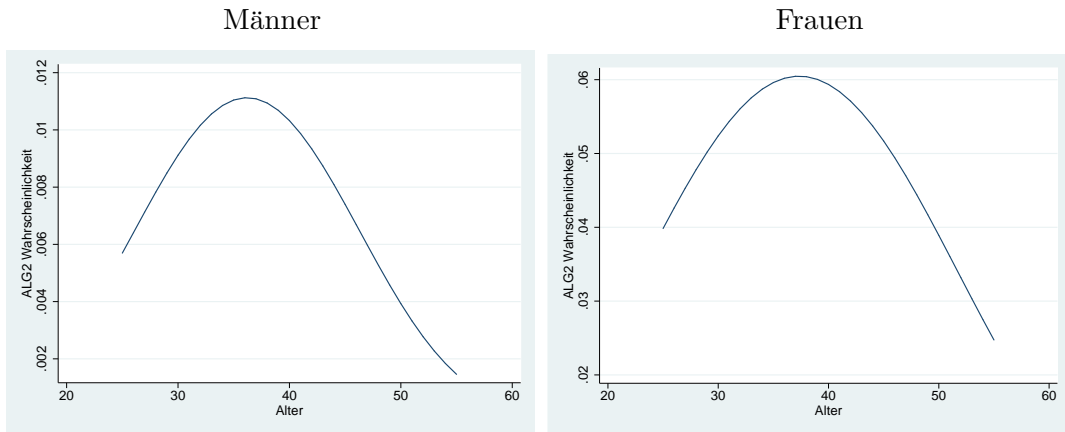
Abitur, Fachhochschule oder Universität



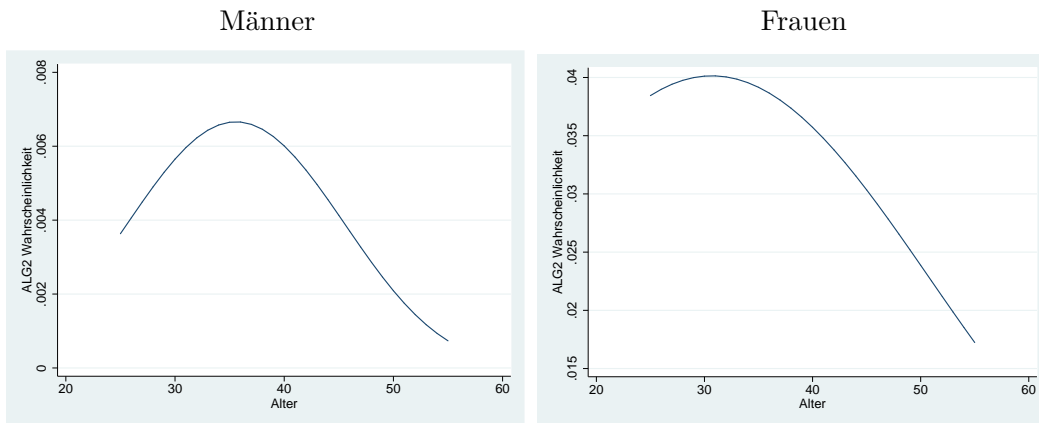
Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich 20. Perzentil (29,48 Euro für Frauen, 48,38 für Männer), ALG-I-Bezugsdauer im Jahr 2005 über 90% des Jahres und Vollzeit Beschäftigung in Privaten Dienstleistungen in den Jahren 2000-2004 (mit Dauer 100%).

Abbildung A.3: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 2 – VG)

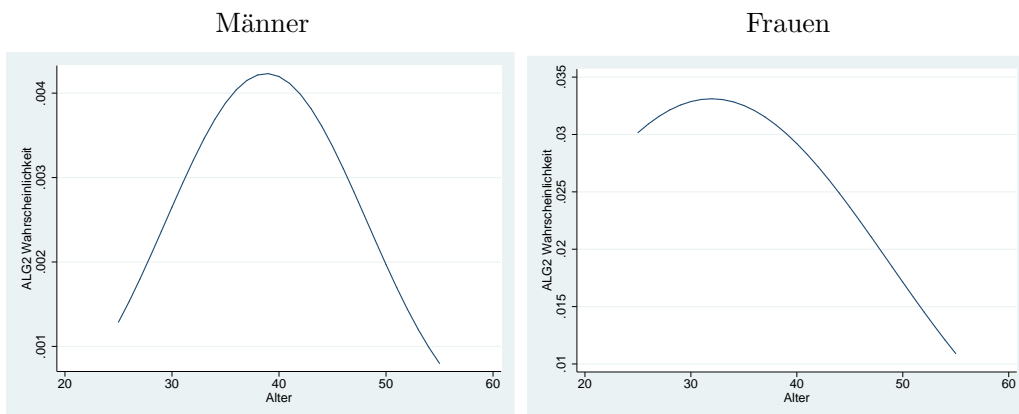
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



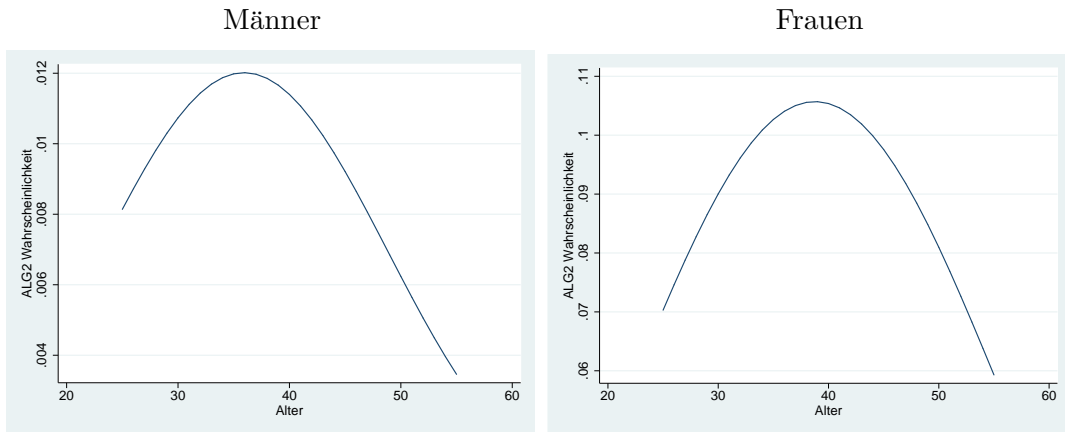
Abitur, Fachhochschule oder Universität



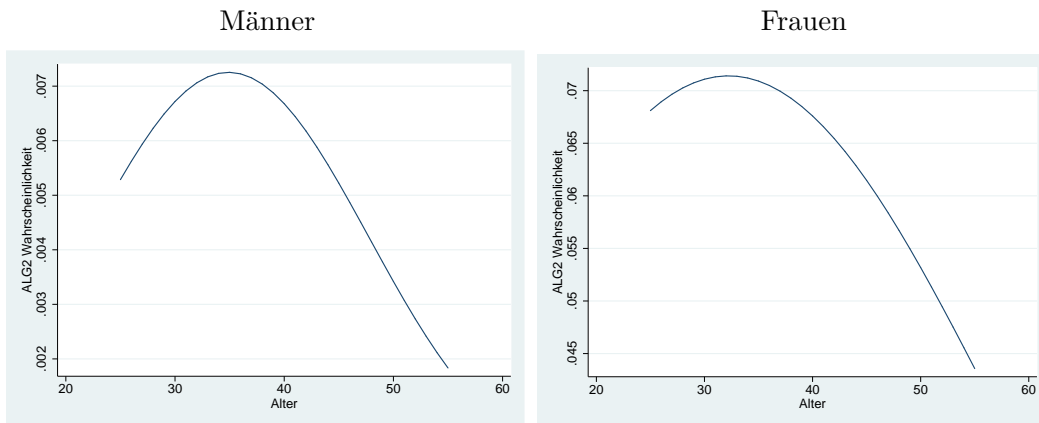
Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich Median (59,16 Euro für Frauen, 83,23 für Männer), ALG-I-Bezugsdauer im Jahr 2005 über 90% des Jahres und Vollzeit Beschäftigung im Verarbeitenden Gewerbe in den Jahren 2000-2004 (mit Dauer 100%).

Abbildung A.4: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 2 – PD)

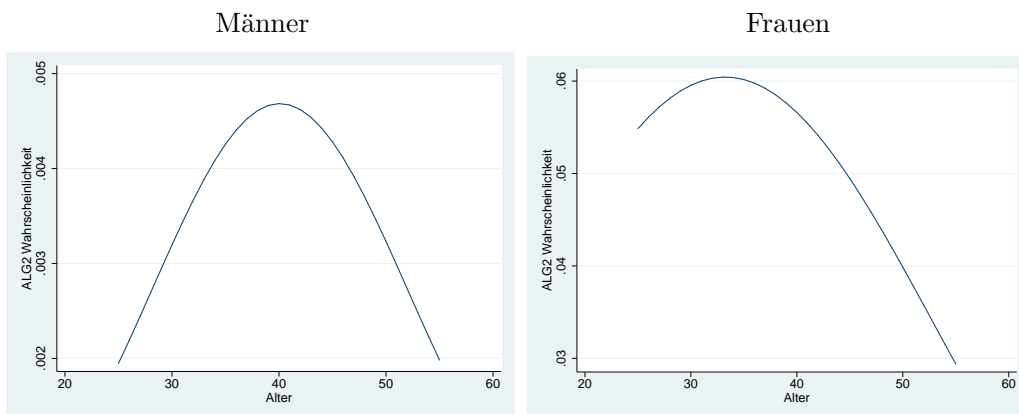
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



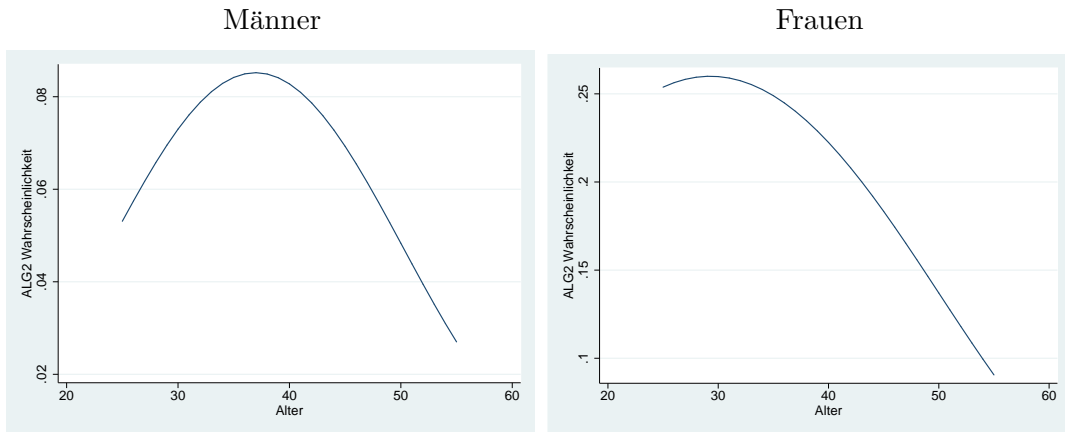
Abitur, Fachhochschule oder Universität



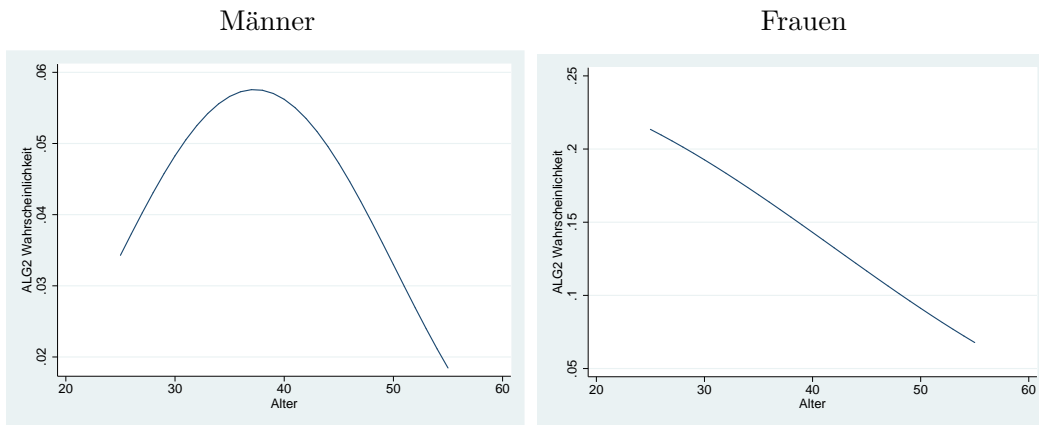
Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich Median (59,16 Euro für Frauen, 83,23 für Männer), ALG-I-Bezugsdauer im Jahr 2005 über 90% des Jahres und Vollzeit Beschäftigung in Privaten Dienstleistungen in den Jahren 2000-2004 (mit Dauer 100%).

Abbildung A.5: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 3 – VG)

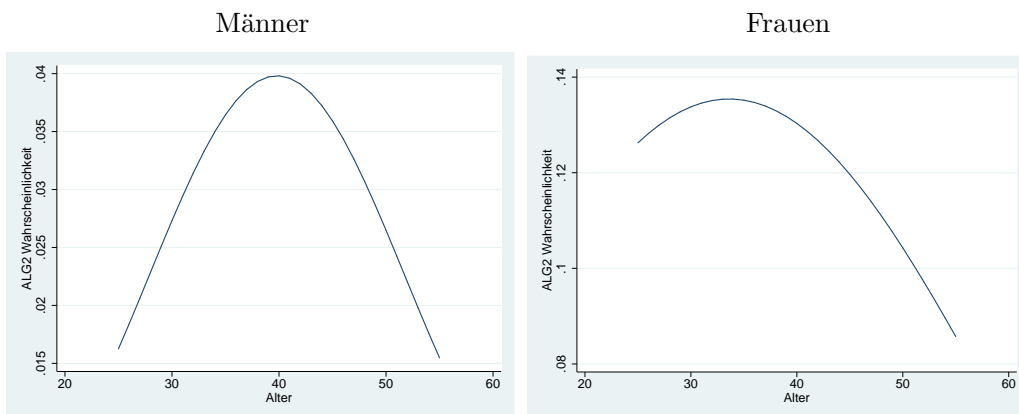
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



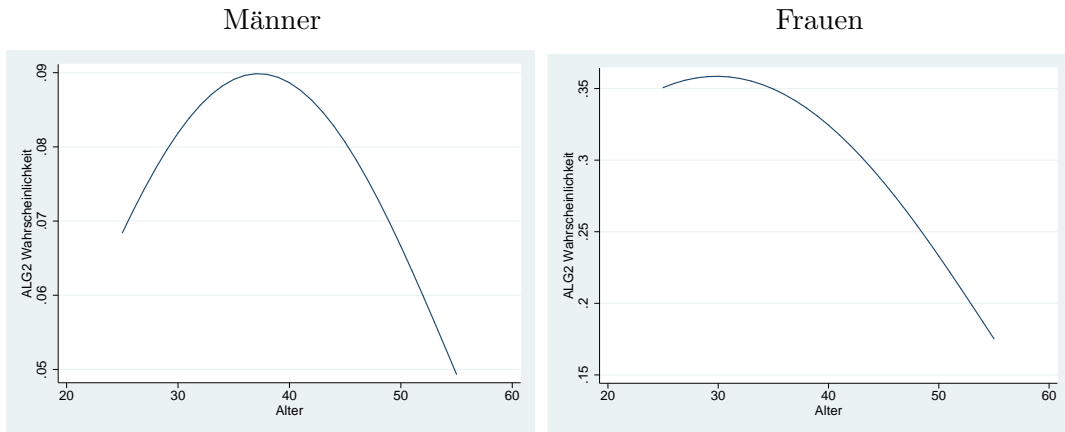
Abitur, Fachhochschule oder Universität



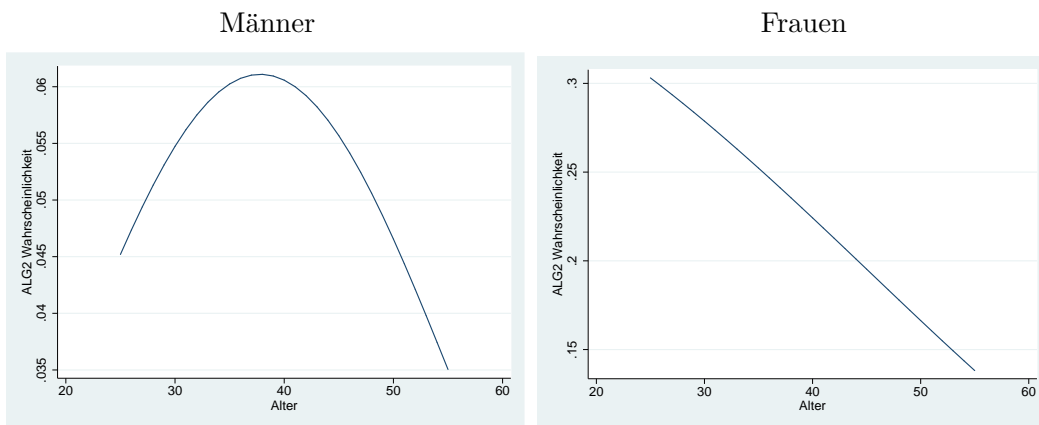
Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich 20. Perzentil (29,19 Euro für Frauen, 23,50 für Männer), ALG-I-Bezugsdauer im Jahr 2005 über 90% des Jahres und Teilzeit Beschäftigung mit 18 Stunden die Woche und mehr im Verarbeitenden Gewerbe in den Jahren 2000-2004 (mit Dauer 100%).

Abbildung A.6: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 3 – PD)

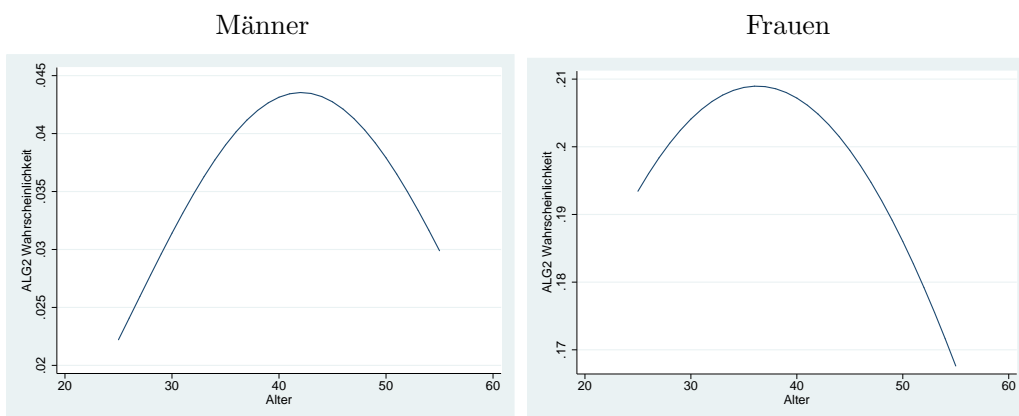
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



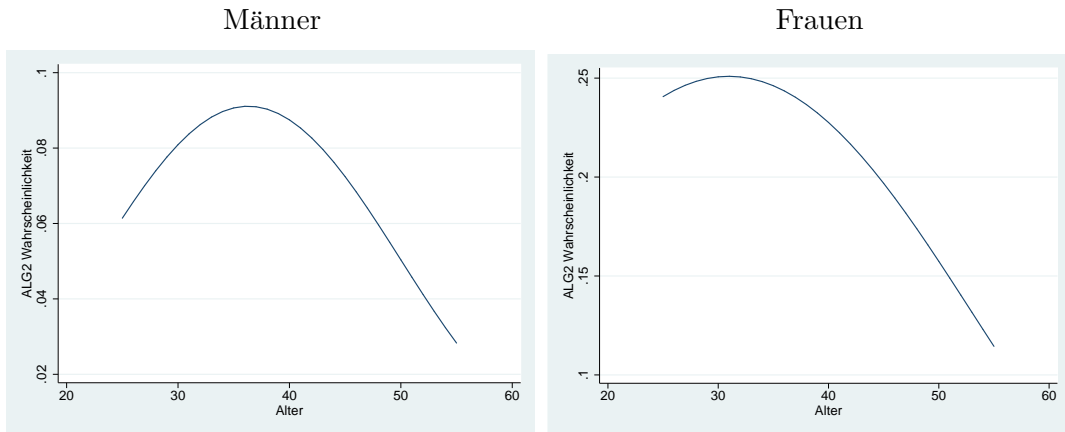
Abitur, Fachhochschule oder Universität



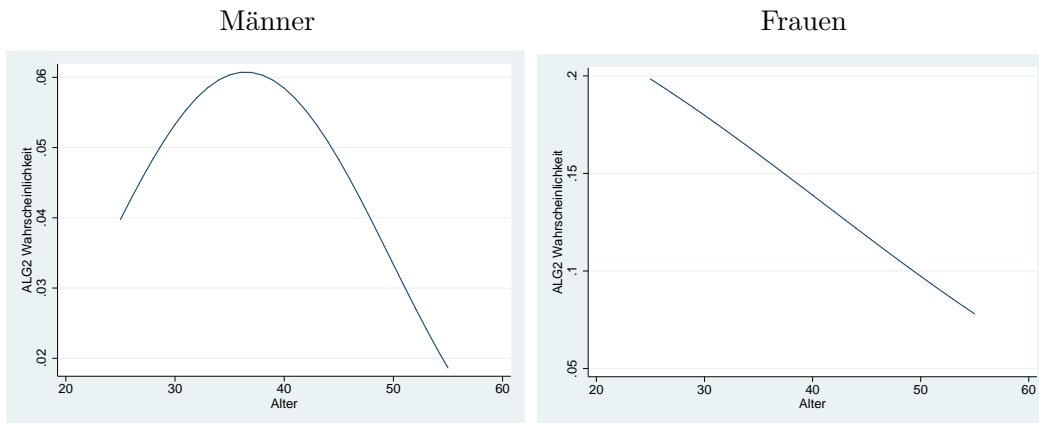
Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich 20. Perzentil (29,19 Euro für Frauen, 23,50 für Männer), ALG-I-Bezugsdauer im Jahr 2005 über 90% des Jahres und Teilzeit Beschäftigung mit 18 Stunden die Woche und mehr in Privaten Dienstleistungen in den Jahren 2000-2004 (mit Dauer 100%).

Abbildung A.7: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 4 – VG)

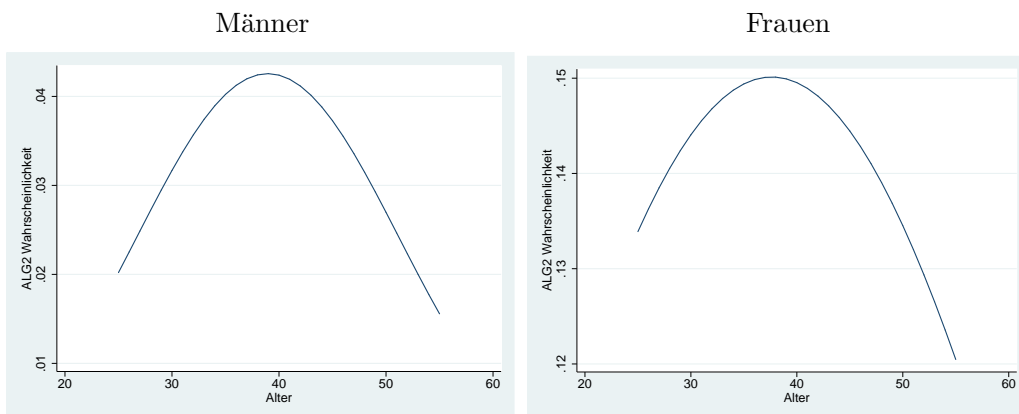
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



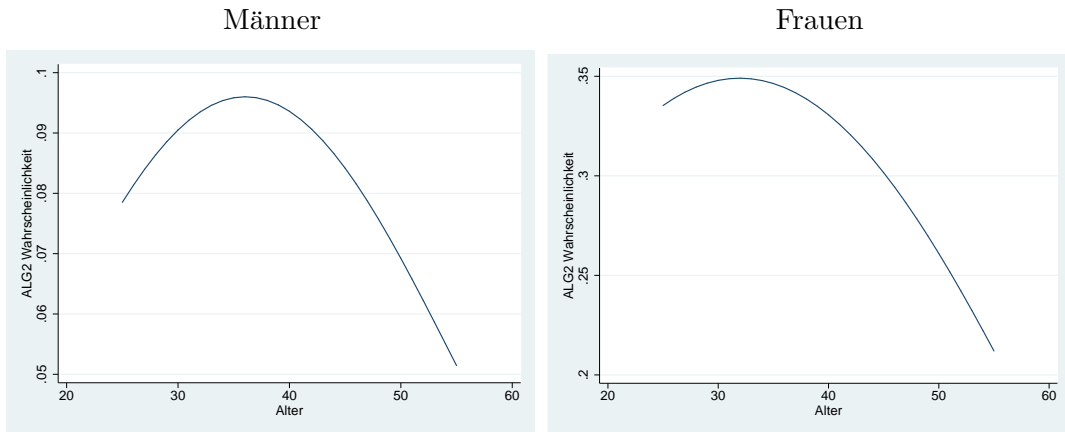
Abitur, Fachhochschule oder Universität



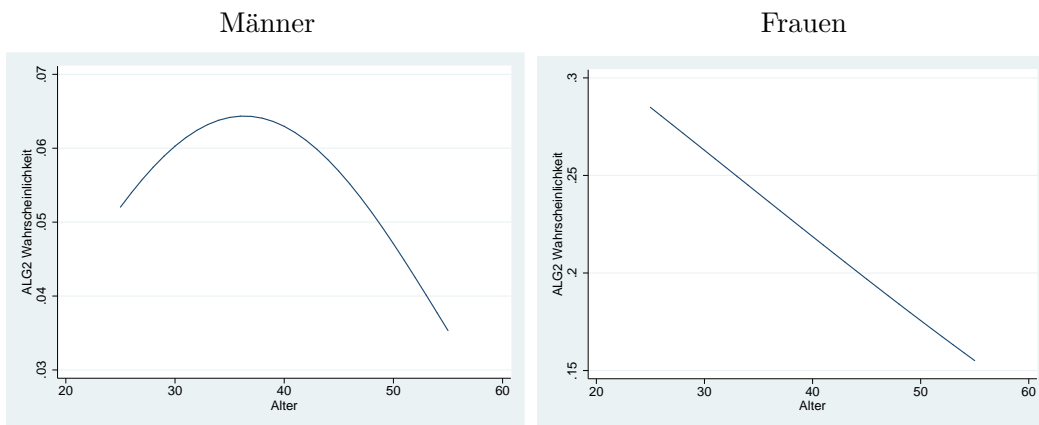
Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich 20. Perzentil (10,93 Euro für Frauen, 10,13 für Männer), ALG-I-Bezugsdauer im Jahr 2005 über 90% des Jahres und Teilzeit Beschäftigung mit weniger als 18 Stunden die Woche im Verarbeitenden Gewerbe in den Jahren 2000-2004 (mit Dauer 100%).

Abbildung A.8: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 4 – PD)

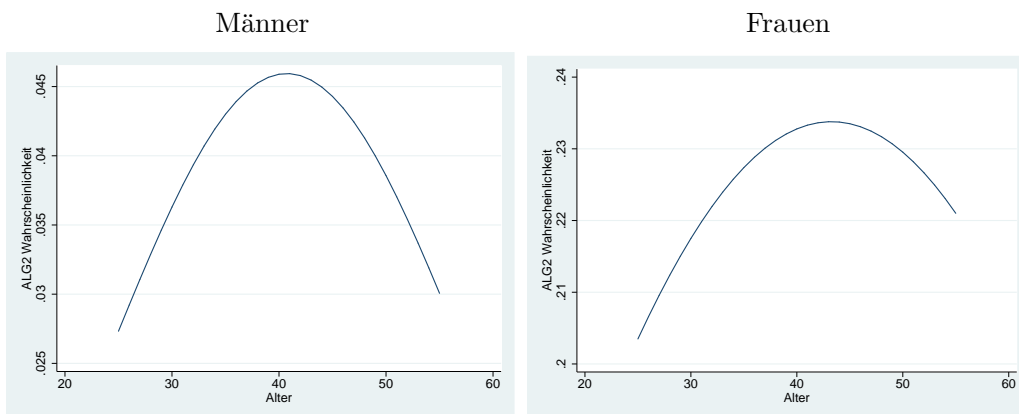
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



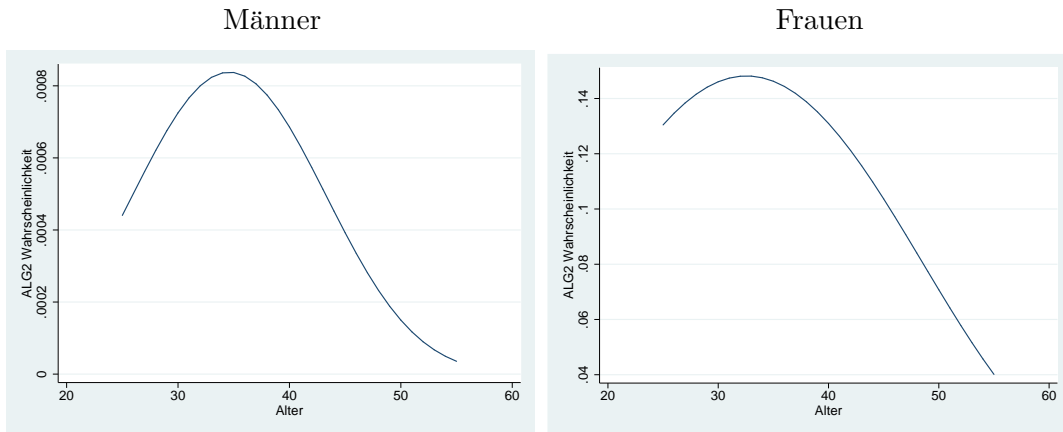
Abitur, Fachhochschule oder Universität



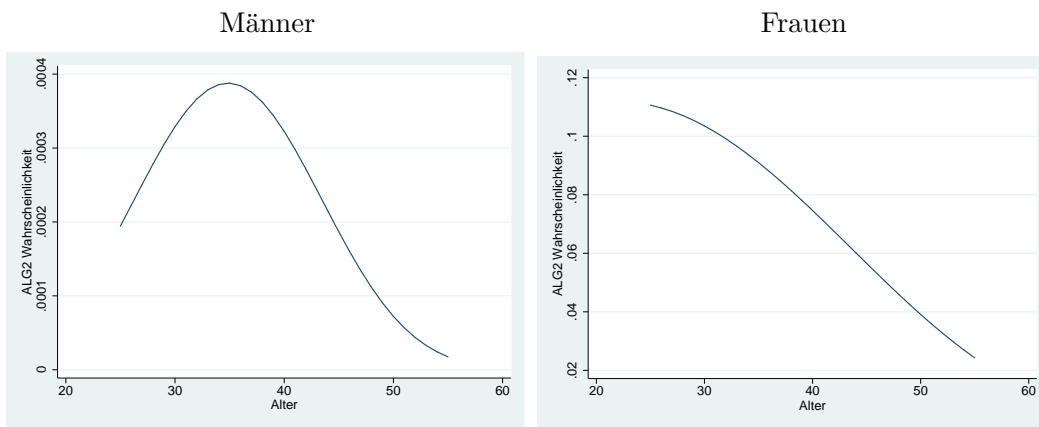
Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich 20. Perzentil (10,93 Euro für Frauen, 10,13 für Männer), ALG-I-Bezugsdauer im Jahr 2005 über 90% des Jahres und Teilzeit Beschäftigung mit weniger als 18 Stunden die Woche in Privaten Dienstleistungen in den Jahren 2000-2004 (mit Dauer 100%).

Abbildung A.9: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 5 – VG)

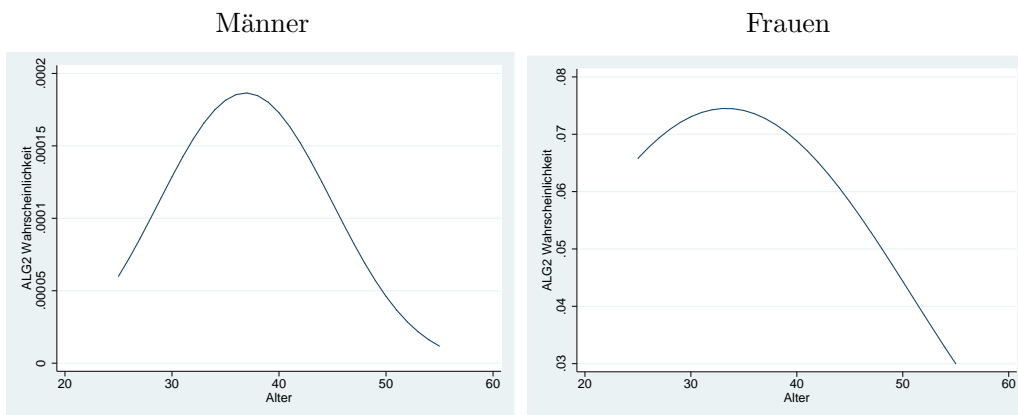
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



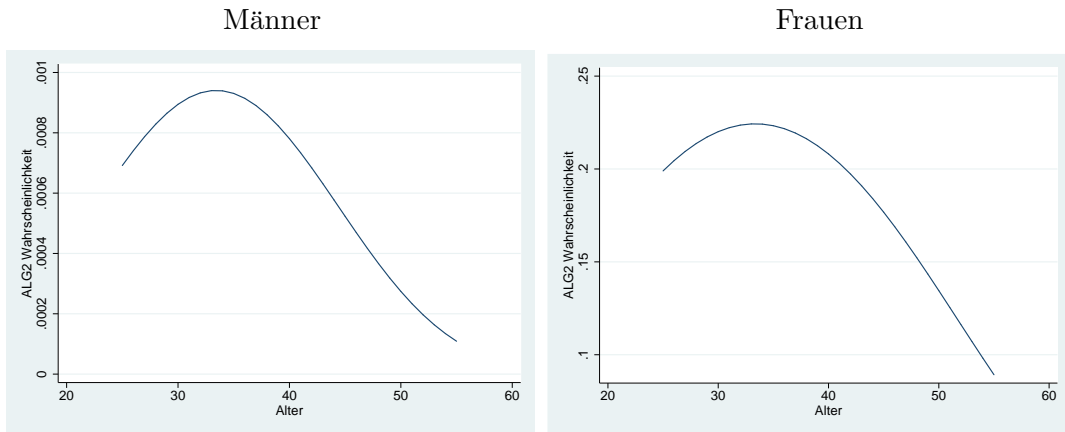
Abitur, Fachhochschule oder Universität



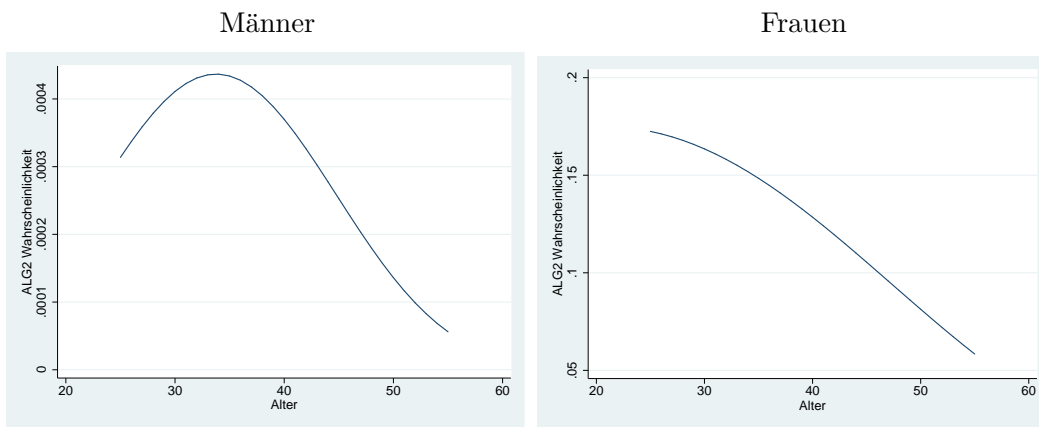
Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich 20. Perzentil (32,20 im Monat Euro für Frauen, 20,50 für Männer) und geringfügige Beschäftigung im Verarbeitenden Gewerbe in den Jahren 2000-2005 (mit Dauer 100%).

Abbildung A.10: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 5 – PD)

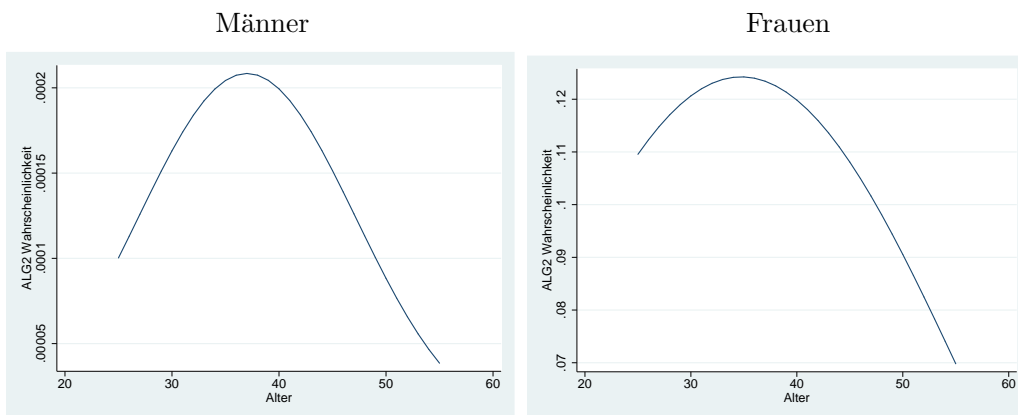
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



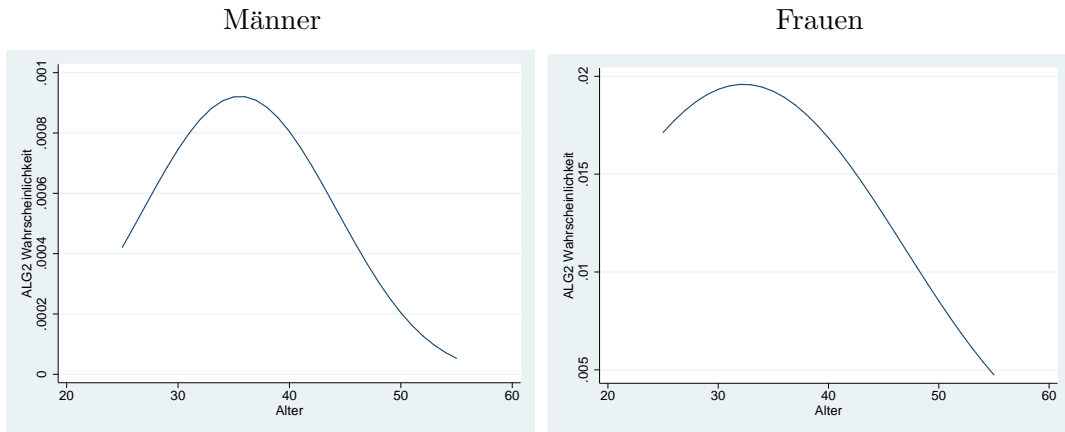
Abitur, Fachhochschule oder Universität



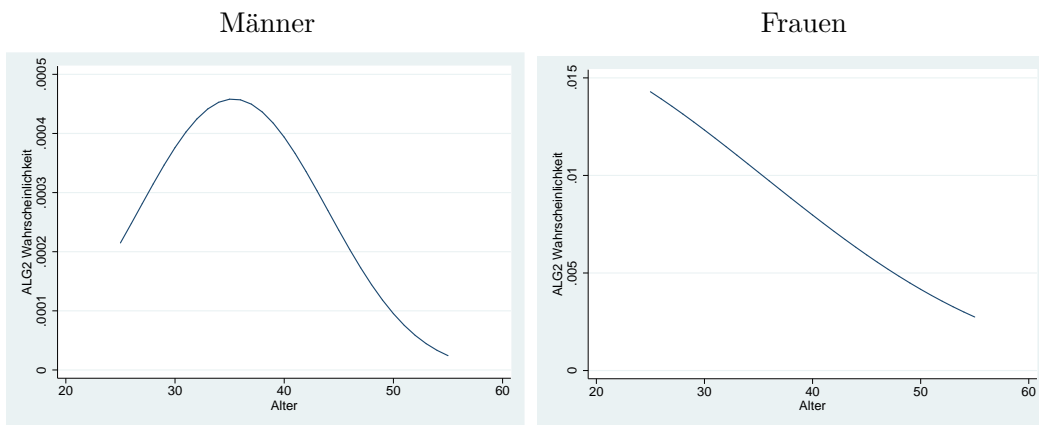
Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich 20. Perzentil (32,20 im Monat Euro für Frauen, 20,50 für Männer) und geringfügige Beschäftigung in Privaten Dienstleistungen in den Jahren 2000-2005 (mit Dauer 100%).

Abbildung A.11: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 6 – VG)

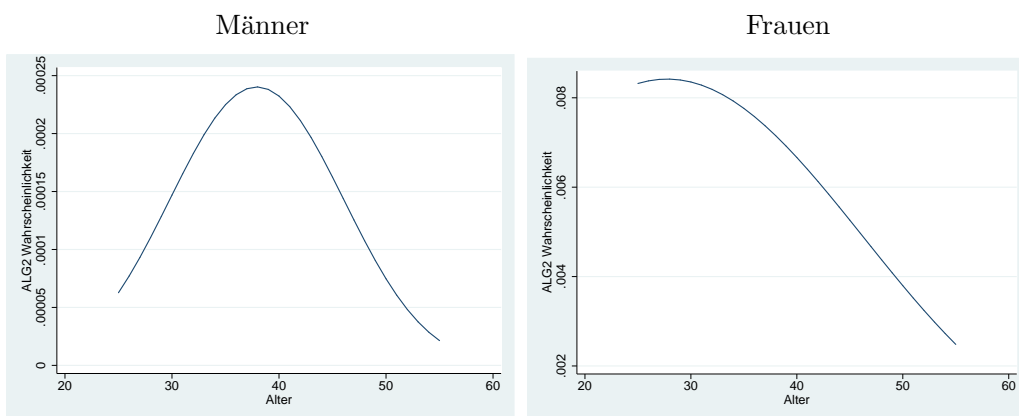
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



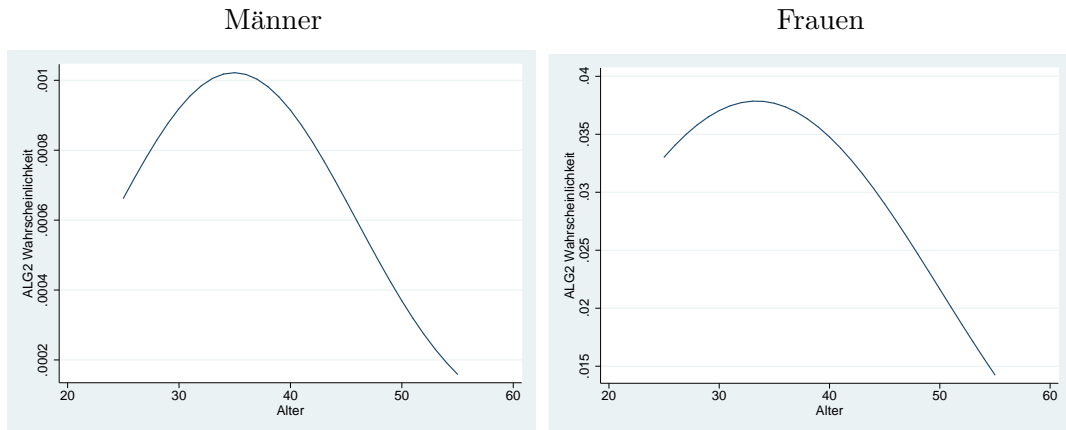
Abitur, Fachhochschule oder Universität



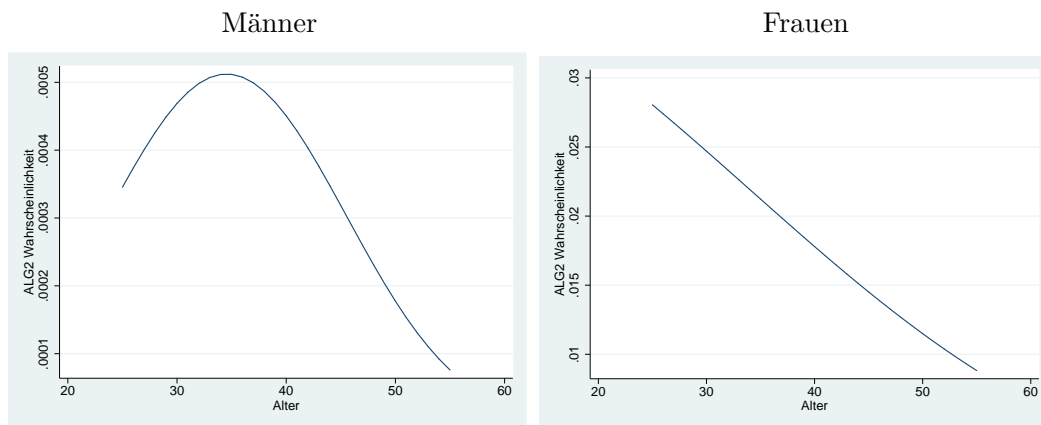
Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich 20. Perzentil (29,48 Euro für Frauen, 48,38 für Männer), ALG Empfänger im Jahr 2004 (mit Dauer 100%), FBW-Teilnehmer im Jahr 2005 (mit Dauer 100%) und Vollzeit Beschäftigung im Verarbeitenden Gewerbe in den Jahren 2000-2003 (mit Dauer 100%).

Abbildung A.12: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 6 – PD)

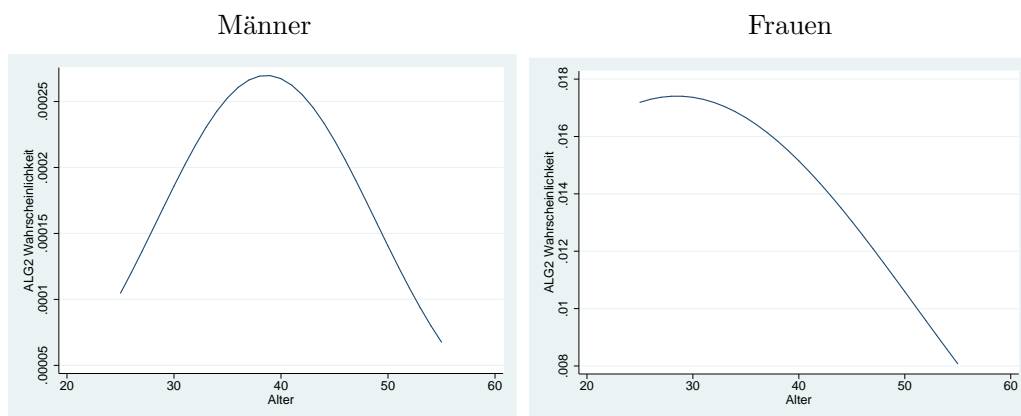
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



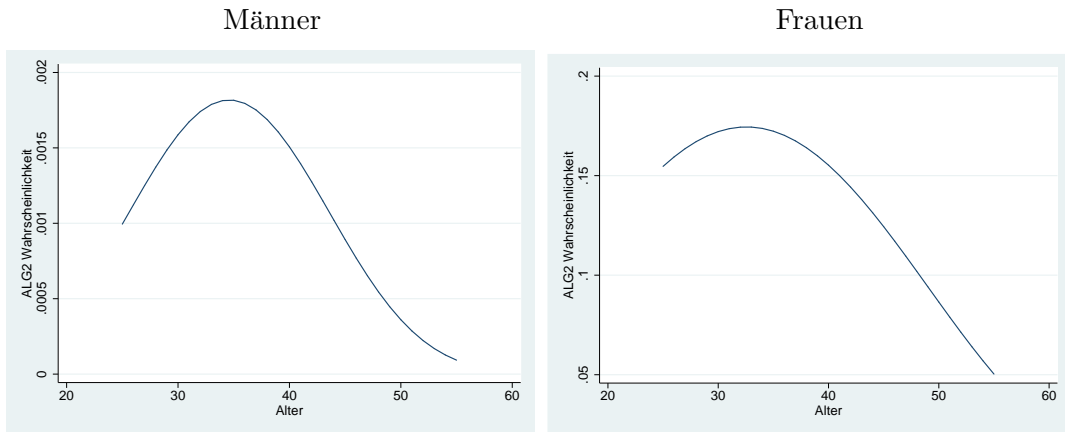
Abitur, Fachhochschule oder Universität



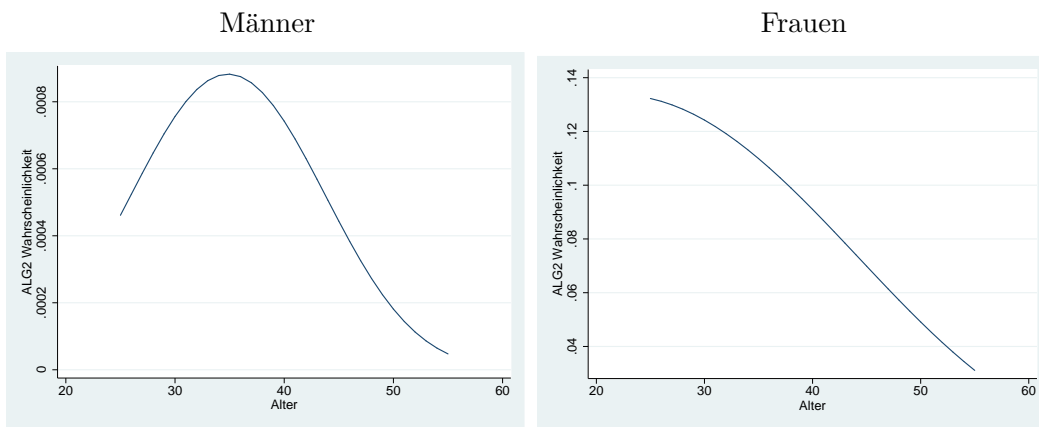
Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich 20. Perzentil (29,48 Euro für Frauen, 48,38 für Männer), ALG Empfänger im Jahr 2004 (mit Dauer 100%), FBW-Teilnehmer im Jahr 2005 (mit Dauer 100%) und Vollzeit Beschäftigung in Privaten Dienstleistungen in den Jahren 2000-2003 (mit Dauer 100%).

Abbildung A.13: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 7 – VG)

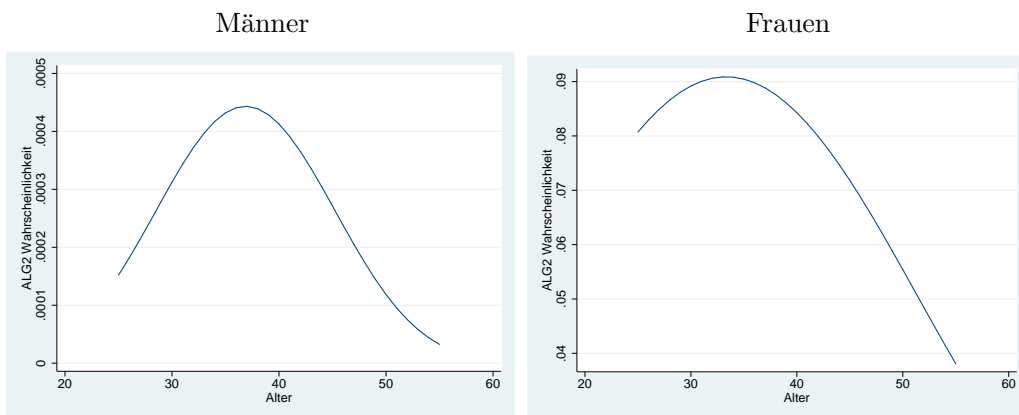
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



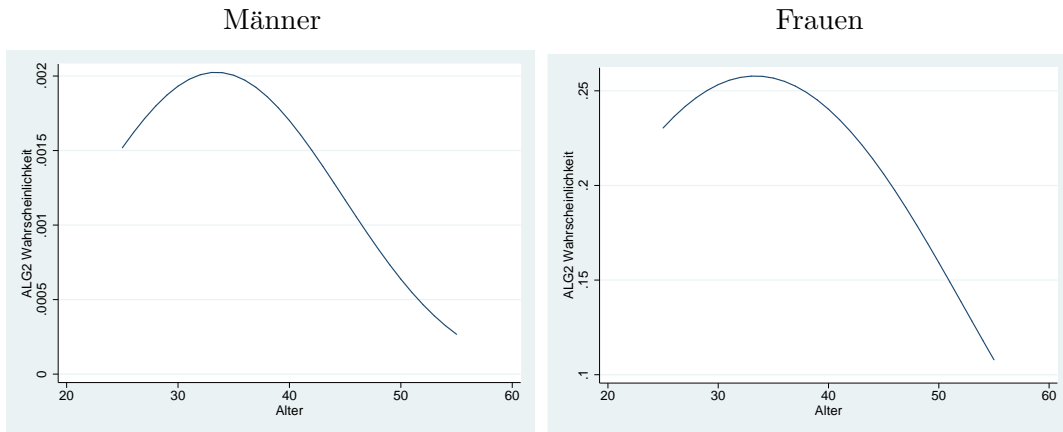
Abitur, Fachhochschule oder Universität



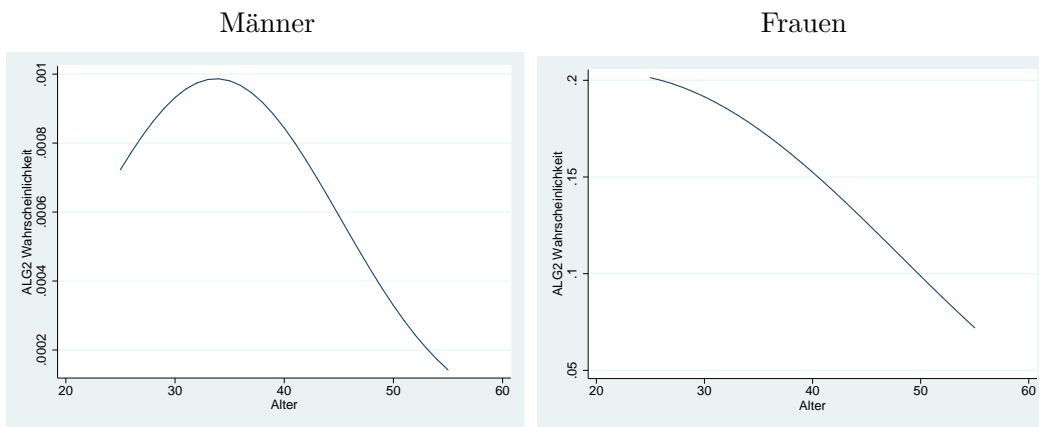
Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich 20. Perzentil (32,20 im Monat Euro für Frauen, 20,50 für Männer) und geringfügige Beschäftigung im Verarbeitenden Gewerbe in den Jahren 2000-2005 (mit Dauer 10%).

Abbildung A.14: Geschätzte Wahrscheinlichkeit des ALG-II-Bezugs als Funktion des Alters (Szenario 7 – PD)

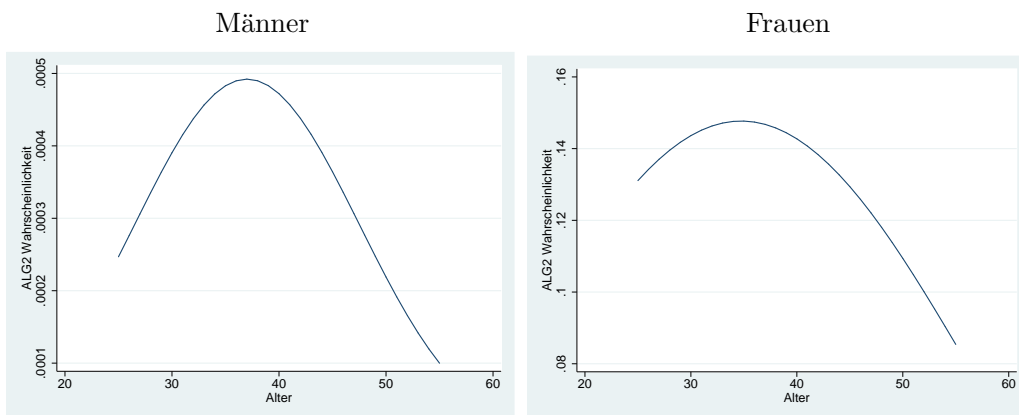
Schulbildung ohne Berufsausbildung



Schulbildung mit Berufsausbildung



Abitur, Fachhochschule oder Universität



Synthetische Gruppe mit dem Lohn gleich 20. Perzentil (32,20 im Monat Euro für Frauen, 20,50 für Männer) und geringfügige Beschäftigung in Privaten Dienstleistungen in den Jahren 2000-2005 (mit Dauer 10%).