
Juni 2011

Die Auswirkungen der Altersgutschriften des BVG auf die Beschäftigungschancen älterer Arbeitnehmer

WWZ Forschungsbericht 2011/06
(B-103)

George Sheldon, Dominique Cueni

Die Autoren:

Prof. Dr. George Sheldon, Extraordinarius

Forschungsstelle Arbeitsmarkt und Industrieökonomik
Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum der
Universität Basel (WWZ)
Peter Merian-Weg 6
CH - 4002 Basel
Telefon: +41(0)61 267 33 76
george.sheldon@unibas.ch

Dominique Cueni, Assistent

Forschungsstelle Arbeitsmarkt und Industrieökonomik
Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum der
Universität Basel (WWZ)
Peter Merian-Weg 6
CH - 4002 Basel
Telefon: +41(0)61 267 07 58
dominique.cueni@unibas.ch

Eine Publikation des Wirtschaftswissenschaftlichen Zentrums (WWZ) der Universität Basel.

Diese Publikation und das in ihr dargestellte Forschungsprojekt wurden durch den Förderverein des WWZ finanziell unterstützt.

© WWZ Forum 2011 und des Autors / der Autoren. Eine Reproduktion über die persönliche Nutzung des Papiers in Forschung und Lehre hinaus bedarf der Zustimmung des Autors / der Autoren.

Kontakt:

WWZ Forum | Peter Merian-Weg 6 | CH-4002 Basel | forum-wwz@unibas.ch | www.wwz.unibas.ch

Die Auswirkungen der Altersgutschriften des BVG auf die Beschäftigungschancen älterer Arbeitnehmer

Mai 2011

Dominique Cueni

Forschungsstelle für Arbeitsmarkt und Industrieökonomik (FAI)

Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum

Universität Basel

Abstract

In der schweizerischen beruflichen Vorsorge werden die Spargutschriften, wie sie für Arbeitnehmer im gesetzlichen Minimum zur Bildung eines persönlichen Rentenguthabens vorgesehen sind, mindestens zur Hälfte vom Arbeitgeber finanziert. Da diese Mindestgutschriften mit dem Alter der Arbeitnehmer ansteigen, wird in der Politik und der Verwaltung vermutet, dass die Arbeitgeber jüngere Bewerber aufgrund der tieferen Lohnnebenkosten bevorzugen, was die Beschäftigungschancen älterer Stellensuchender schmälern würde. Ein solcher Effekt wurde nie nachgewiesen und ist aus theoretischer Sicht auch nicht unbedingt zu erwarten. Bis anhin war sogar unklar, wie die Altersgutschriften abweichend von den gesetzlichen Mindestvorgaben in Wirklichkeit ausgestaltet sind. Diesbezüglich zeigt nun eine eigens durchgeführte Erhebung, dass die Gutschriften für einen durchschnittlichen Versicherten zwar etwas über dem Minimum liegen, jedoch noch immer vorwiegend an den gesetzlichen Altersschwellen ansteigen. In einer ersten ökonometrischen Auswertung wurden deshalb Daten von über einer Million Stellensuchenden mit Hilfe eines Regression-Discontinuity-Designs dahingehend untersucht, wie sich deren Beschäftigungschancen um besagte Altersschwellen herum verändern. Anschliessend wurde in einem zweiten Schritt der Fokus erweitert und dieselben Daten mit Hilfe eines modell-basierten Partitionierungsverfahrens “unvoreingenommen” auf Anzeichen von Altersdiskriminierung durchleuchtet. Die fraglichen Beschäftigungswirkungen der Altersgutschriften zeigten sich aber weder an den gesetzlichen Schwellen selbst, noch wurden Hinweise auf mögliche vorlaufende Effekte gefunden. Stattdessen konnte eine Art idealtypischer Verlauf der Beschäftigungschancen über Alter und Suchdauer hinweg ausgemacht werden.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Die Altersgutschriften in der beruflichen Vorsorge	5
2.1	Überblick zur Altersvorsorge im BVG	5
2.2	Die minimalen Altersgutschriften gemäss BVG.....	8
2.3	Erhebung der Ausgestaltung der Altersgutschriften	11
3	Stand der Forschung	18
3.1	Modelltheoretische Überlegungen	18
3.2	Bisherige empirische Evidenz	31
3.3	Die potentiellen Beschäftigungseffekte der Altersgutschriften	35
4	Zwei Ansätze zur Messung der Beschäftigungseffekte	43
4.1	Regression-Discontinuity-Design	44
4.2	Modell-basierte rekursive Partitionierung.....	54
5	Daten	66
5.1	Aufbereitung.....	68
5.2	Variablenauswahl	73
6	Ergebnisse	82
6.1	Regression-Discontinuity-Design	82
6.1.1	Validität der Annahmen	83
6.1.2	Beschäftigungseffekte	87
6.1.3	Sensitivität der Ergebnisse	92
6.2	Modell-basierte rekursive Partitionierung.....	99
6.2.1	Erläuterungen zum Vorgehen.....	99
6.2.2	Beschäftigungseffekte	100
7	Schlussbetrachtung	113
	Literaturverzeichnis	116
	Anhang	126

1 Einleitung

Die klassischen drei Grossrisiken Alter, Invalidität und Tod werden in der Schweiz über ein **Dreisäulenkonzept** versichert. Die erste Säule als obligatorische Volksversicherung sichert allen Bürgern den Existenzbedarf im Unglücksfall. Die darüber hinaus gehende Fortführung der gewohnten Lebenshaltung soll durch die berufliche Vorsorge in der zweiten Säule ermöglicht werden. Diese Versicherung ist in einer Minimalvariante einzig für Arbeitnehmer zwingend vorgeschrieben (Säule 2A). Freiwillige Anschlüsse an eine Vorsorgeeinrichtung (so genannte Pensionskassen) sowie weitergehende Vorsorgepläne sind jedoch üblich (Säule 2B). Als dritte Säule wird die Selbstvorsorge bezeichnet. Über diese lässt sich der Versicherungsschutz individuell ausbauen, wobei sie bis zu einem gewissen Grad steuerlich begünstigt wird (Säule 3A). Finanziert wird einzig die erste Säule über das Umlageverfahren. Die anderen beiden funktionieren über das Kapitaldeckungsverfahren, das die im Vergleich zu den Rentnern kleiner werdende Erwerbsbevölkerung weniger stark belastet.

In diesem Rahmen stellen die **Altersgutschriften** das jährliche Sparkapital dar, das zur Bildung des individuellen Rentenskapitals in der zweiten Säule einbezahlt wird. Die im Bundesgesetz über die berufliche Alters-, Hinterlassenen- und Invalidenvorsorge [BVG] festgelegten Mindestgutschriften steigen hierbei mit dem Alter des versicherten Arbeitnehmers über vier Stufen von 0% auf 18% des massgebenden Lohnes an. Da die Arbeitgeber mindestens zur Hälfte für die Pensionskassenbeiträge aufkommen müssen, haben sie weniger Lohnprozente an die Pensionskasse zu überweisen, wenn das Durchschnittsalter ihrer Mitarbeiter niedrig ist. Aufgrund dieser Unterschiede in den Lohnnebenkosten wird befürchtet, dass Firmen jüngere Stellenbewerbende älteren vorziehen könnten.

Doch dies muss nicht notwendigerweise zutreffen. Zahllast ist nicht gleich Traglast. Viele Arbeitnehmer werden freiwillig bereit sein zumindest auf einen Teil ihres Lohneinkommens zu verzichten, wenn sie im Gegenzug grosszügigere Pensionskassenleistungen erhalten. Einen Teil der Arbeitgeberbeiträge werden sie deshalb freiwillig tragen. Wem die verbleibende Traglast zufällt, wird durch die Elastizitäten des Arbeitsangebots und der Arbeitsnachfrage bestimmt. Arbeitnehmer sind üblicherweise relativ stark auf ein Lohneinkommen angewiesen und geographisch weniger mobil als Arbeitgeber. Da letztere zudem Arbeit durch Kapital substituieren können, tragen in der Regel die Arbeitnehmer die Lohnnebenkosten, und zwar abhängig von der relativen Höhe der Arbeitgeber- und Arbeitnehmerbeiträge. Unter diesen

Bedingungen ist zu erwarten, dass die höheren Altersgutschriften **primär den Lohn und nicht die Beschäftigungschancen** älterer Arbeitnehmer schmälern werden.

Darüber hinaus ist bislang noch unbekannt, wie die Pensionskassen ihre Altersgutschriften tatsächlich ausgestaltet haben und damit, inwiefern die Staffelung der gesetzlichen Mindestgutschriftensätze überhaupt praktische Relevanz hat. Zudem wäre es denkbar, dass einige Arbeitgeber den bevorstehenden Anstieg der Lohnnebenkosten bei Stellensuchenden, die bald einer Alterskategorie mit höheren Gutschriften angehören werden, antizipieren. Damit wäre eine Wirkung der Altersstafflung bereits vor den eigentlichen Altersgrenzen zu erwarten. Unter diesen Voraussetzungen werden die möglichen Beschäftigungseffekte nicht unbedingt an den vier gesetzlichen Altersgrenzen zu verzeichnen sein. Stattdessen dürften sie **an alternativen Schwellen auftreten** oder gar fließend einsetzen.

Dem weitgehend ungeachtet, ist die **politische Diskussion** um die Abänderung der geltenden Gesetze in regem Gange. Allein im Jahr 2007 waren zwei parlamentarische Initiativen sowie eine Motion eingegangen, welche entweder die Abschaffung oder die Neugestaltung der fraglichen Altersstaffelung verlangten¹. Auch der Bundesrat und die verschiedenen Bundesämter sind sich weitgehend einig, dass die geltenden Regelungen in der beruflichen Vorsorge mit negativen Beschäftigungswirkungen für ältere Arbeitnehmer einhergehen². Selbst die Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung [OECD] und die Weltbank weisen in einer gemeinsamen Studie des schweizerischen Dreisäulenkonzepts – das sie ansonsten weitgehend loben – auf eine Benachteiligung älterer Arbeitnehmer aufgrund dieser Regelungen hin (Queisser & Vittas, 2000, S. 12). Bemühungen um eine Anpassung des Gesetzes scheiterten bisher einzig an den Mehrkosten, welche die erwogenen Alternativen mit sich gebracht hätten (BSV, 2006, S. 13). Das Thema wird politisch auch künftig immer wieder für Diskussionen sorgen, da es sich nicht befriedigend abhandeln lässt, bevor nicht der Nutzen einer Neugestaltung respektive der “Schaden” der geltenden Ordnung beziffert und mit den Kosten alternativer Regelungen verglichen werden können.

¹ Dies sind die Motion von Meyer-Kaelin (2007) sowie die parlamentarischen Initiativen von Beck (2007) und Robbiani (2007). Vgl. zudem das Postulat von Polla (2002), die Standesinitiative des Kantons Jura (2004) und das Postulat der Fraktion CVP/EVP/glp (2005).

² Vgl. zum Beispiel: Bundesamt für Sozialversicherungen [BSV] (2006), Staatssekretariat für Wirtschaft [SECO], BSV und Bundesamt für Gesundheit [BAG] (2005, S. 33f.), BSV und SECO (2005, S. 34ff.) oder Bundesamt für Statistik [BfS] (2008e, S. 12).

Ziel des vorliegenden Projektes ist es darum, die Auswirkungen der Altersgutschriften des BVG auf die Beschäftigungschancen älterer Stellensuchender zu quantifizieren. Da sich nicht feststellen lässt, wie die Altersgutschriften für einzelne offene Stellen ausgestaltet sind (resp. waren), kann der Zusammenhang zwischen Gutschriften und Beschäftigungschancen nicht direkt modelliert werden. Stellvertretend wird deshalb untersucht, ob grössere Veränderungen in den mittleren Gutschriftensätzen der Versicherten einen Einfluss auf die durchschnittlichen Anstellungschancen der Stellensuchenden haben.

Wie erwähnt blieb die Ausgestaltung der Gutschriftensätze durch die Pensionskassen bislang unerforscht. Deshalb wurde diese hier zunächst in einer eigens durchgeführten **Erhebung** ermittelt. Wie sich zeigt, stimmen die mittleren Gutschriftensätze, insbesondere was die Position aber auch was die Höhe der Altersschwellen angeht, relativ gut mit den gesetzlichen Mindestvorgaben überein.

Deswegen wurden die Veränderungen in den Beschäftigungschancen in einer ersten Schätzung zunächst gezielt an den vier Altersschwellen der gesetzlichen Altersgutschriften betrachtet. Mit Hilfe eines **Regression-Discontinuity-Designs** wurden sämtliche bei einem Regionalen Arbeitsvermittlungszentrum (RAV) zwischen Januar 1999 und Januar 2008 registrierten Episoden von Stellensuche ökonomisch ausgewertet. An keiner der Altersschwellen zeigen sich jedoch stichhaltige Hinweise auf die fraglichen Beschäftigungswirkungen.

Das mögliche Bestehen alternativer Altersschwellen und vorlaufender Effekte wurde anschliessend in einer zweiten Schätzung aufgegriffen. Im selben Datensatz wurde über ein **modell-basiertes rekursives Partitionierungsverfahren** entlang des Alters der Stellensuchenden nach abrupten Veränderungen in deren Beschäftigungschancen gesucht. Die hierbei gefundenen Schwellen lassen indes genauso wenig Hinweise auf eine negative Beschäftigungswirkung der Regelungen des BVG erkennen. Dafür lässt sich aus den Resultaten ein allgemeines Bild der Abhängigkeit der Beschäftigungschancen vom Alter der Stellensuchenden gewinnen.

Im folgenden **zweiten** Abschnitt werden die für die Problemstellung relevanten Aspekte der beruflichen Vorsorge näher betrachtet. Die Entstehung und die gesetzlichen Grundlagen des Vorsorgesystems werden dargestellt, bevor die Resultate zur Erhebung der praktischen Ausgestaltung der Altersgutschriften präsentiert werden. Der **dritte** Abschnitt gibt den aktuellen Stand der Forschung über den Zusammenhang zwischen Lohnnebenkosten und Beschäftigungschancen wieder, wobei modelltheoretische aber auch empirische Erkenntnisse vorge-

stellt werden. Auf diesen basierend wird beschrieben, wie die potentiellen Beschäftigungseffekte der Altersstaffelung der BVG-Gutschriftensätze theoretisch aussehen müssten. Im **vierten** Teil der Arbeit werden nacheinander die beiden Schätzmethoden erläutert, welche zur Messung der Beschäftigungseffekte verwendet werden. Es wird gezeigt, wie sie funktionieren, wie sie zu interpretieren sind und wo sie im hiesigen Zusammenhang ihre Vor- und Nachteile haben. Anschliessend werden im **fünften** Abschnitt die zur Schätzung verwendeten Daten der Arbeitsvermittlung und Arbeitsmarktstatistik [AVAM] vorgestellt. Neben deren Erhebung und Aufbereitung, wird auch deren Zuverlässigkeit diskutiert. Der **sechste** Teil gibt – wiederum nacheinander – die auf diesen Daten basierenden Schätzergebnisse aus den beiden zuvor beschriebenen Verfahren wieder. Verwendete Modellspezifikationen, Koeffizientenschätzungen und Modellvorhersagen werden betrachtet. Schliesslich werden die Ergebnisse im **siebten** Teil dieser Arbeit bezüglich der anfangs gestellten Forschungsfrage verglichen, worauf Schlussfolgerungen gezogen und mögliche Erklärungsansätze gegeben werden.

2 Die Altersgutschriften in der beruflichen Vorsorge

In diesem Abschnitt wird zunächst eine kurze Übersicht zur Einführung des BVG und dem ihm zugrunde liegenden Altersvorsorgemodell gegeben. Danach wird gezeigt, wie die Altersgutschriften im gesetzlichen Minimum auszusehen haben. Schliesslich werden die Resultate der eigenen Erhebung präsentiert, die zeigen, wie die Pensionskassen ihre Vorsorgepläne tatsächlich ausgestaltet haben und Aufschluss über die mittleren Gutschriftensätze der Versicherten geben.

2.1 Überblick zur Altersvorsorge im BVG

Das in der schweizerischen Bundesverfassung [BV] festgehaltene **Ziel der beruflichen Vorsorge** ist es, den versicherten Arbeitnehmern “zusammen mit der Alters-, Hinterlassenen- und Invalidenversicherung [AHV, IV] die Fortsetzung der gewohnten Lebenshaltung in angemessener Weise” zu ermöglichen (Art. 113 Abs. 2 Bst. a BV)³. Lange vor dem Inkrafttreten des aufgrund dieses Artikels entworfenen BVG am 1. Januar 1985 waren viele Arbeitnehmer vorsorgeversichert. Bereits im 19. Jahrhundert, aufgrund der Steuerbefreiung für Vorsorgegelder, vermehrt jedoch erst nach dem ersten Weltkrieg, entstanden zahlreiche Vorsorgeeinrichtungen, welche die unterschiedlichen Risiken über individuell ausgestaltete Vorsorgesysteme abdeckten (Stettler, 2009).

Die vorhandenen Strukturen galt es bei der **Einführung des BVG** zu berücksichtigen. So wurde es als Rahmengesetz mit Mindestanforderungen konzipiert, das für eine heterogene Gruppe bestehender und neuer Vorsorgeeinrichtungen gelten konnte. Mit dem BVG sollten primär drei **Ziele** erreicht werden: Erstens sollten sämtliche verbleibende nichtversicherte Arbeitnehmer erfasst werden. Zweitens galt es sicherzustellen, dass die Vorsorgeeinrichtungen sämtliche der drei relevanten Risiken abdecken und drittens wollte man jedem Versicherten ein gesetzliches Minimum an Schutz garantieren (Binswanger, 1986, S. 79ff.). Die Vorsorgeeinrichtungen blieben in der Gestaltung ihrer Vorsorgesysteme jedoch weiterhin frei und

³ Der versicherte Personenkreis der ersten Säule ist in Art. 1a des Bundesgesetzes über die Alters- und Hinterlassenenversicherung [AHVG] festgehalten, derjenige der zweiten in Art. 2 BVG sowie Art. 1j der Verordnung über die berufliche Alters-, Hinterlassenen- und Invalidenvorsorge [BVV 2]. Wer nicht obligatorisch im BVG versichert ist, kann sich diesem freiwillig unterstellen (Art. 4 BVG). Was “angemessen” bedeutet, wird in BVV 2 Art. 1 geregelt.

konnten auch Versicherungsleistungen anbieten, welche über das BVG-Obligatorium hinausgehen – so wie dies auch heute noch der Fall ist. Ab dem Jahr 2004 wurde mit dem Inkrafttreten der ersten BVG-Revision unter anderem der Schutz tiefer Einkommen verbessert und die Mindestvorgaben bezüglich der Verzinsung der Guthaben sowie der Höhe der Altersrenten gelockert⁴.

Vereinfacht funktioniert das **Altersvorsorgemodell des BVG**, das im nächsten Unterkapitel noch näher vorgestellt wird, wie folgt: Ab dem 25. Altersjahr beginnt für die Versicherten der **Sparprozess**, bei dem sie in ihren Pensionskassen bis hin zur Pensionierung ein Altersguthaben ansparen, welches bei Erreichen des Rentenalters ungefähr dem fünffachen ihres letzten beitragspflichtigen Jahreslohnes entsprechen soll⁵. Während dieser Zeit schreiben die Pensionskassen jährlich mindestens die gesetzlich festgelegten altersabhängigen Altersgutschriften sowie den vom Bundesrat festgelegten Mindestzins (seit 2009 bei 2%; Art. 12 Bst. e BVV 2) den Konten ihrer Kunden gut. Die Altersgutschriften werden im Normalfall über Lohnabzüge und Arbeitgeberbeiträge finanziert, während die Zinsen durch im vorgeschriebenen Rahmen getätigte Kapitalanlagen erwirtschaftet werden⁶.

Ab Erreichen des Pensionsalters steht den Versicherten eine **Altersrente** zu, deren jährliches Minimum sich gemäss BVG aus der Multiplikation des angesparten Altersguthabens mit dem sogenannten Umwandlungssatz⁷ bestimmt. Diese Art der Rentenberechnung wird als Beitragsprimat bezeichnet und gilt für ungefähr vier von fünf Versicherten. Das restliche Fünftel untersteht dem Leistungsprimat, in dem die Rente noch stets dieselben gesetzlichen Mindest-

⁴ Die Revision trat in drei Etappen auf den 1. April 2004, den 1. Januar 2005 sowie den 1. Januar 2006 in Kraft. Um den Versicherungsschutz tiefer Einkommen auszubauen, wurde eine Eintrittsschwelle eingeführt und der Koordinationsabzuges herabgesetzt (vgl. Kapitel 2.2). Weiter wurde der Mindestzinssatz flexibilisiert, eine stufenweise Herabsetzung des Umwandlungssatzes beschlossen sowie das Rentenalter der Frauen auf 64 Jahre erhöht (Bundesrat der Schweizerischen Eidgenossenschaft, 2000, vgl. auch Schönholzer Diot, 2003, S. 342ff.).

⁵ Dies gilt unter den vereinfachenden Annahmen, dass sich der beitragspflichtige Lohn analog den Zinsen entwickelt und keine der zum Teil noch geltenden Übergangsregelungen anwendbar sind.

⁶ Grenzwerte für Investitionen in einzelne Anlagen und Anlagekategorien sind im 3. Abschnitt des 4. Kapitels des BVV 2 vorgegeben. Dort ist beispielsweise festgehalten, dass in Aktien einer einzelnen Schweizer Unternehmung maximal 10% des Vermögens investiert werden darf, in solche einer ausländischen Firma 5% und in Aktien als Anlagekategorie maximal 50% (Art. 54 Bst. d und g, sowie Art. 55 Bst. c BVV 2).

⁷ Der Umwandlungssatz liegt im Jahr 2011 bei 6.95% für Männer (Jahrgang 1946) und bei 6.9% für Frauen (Jahrgang 1947; Bst. a der Schlussbestimmungen der Änderungen vom 18. August 2004 des BVV 2 sowie Art. 62c BVV 2). Er wird bis ins Jahr 2014 auf 6.8% für Mann und Frau gesenkt (Art. 14 BVG).

anforderungen erfüllen muss, nun aber als fixer Prozentanteil des letzten versicherten Lohnes definiert wird (Bundesamt für Statistik [BfS], 2008a, S. 13). Im Leistungsprimat tragen damit nicht mehr die Versicherten, sondern die Pensionskassen das Anlagerisiko für die Ersparnisse. Gemessen am letzten beitragspflichtigen Lohn, macht die Altersrente im BVG-Minimum etwa 34%⁸ aus, wobei dieser Wert je nach Lohn- und Zinsentwicklung schwanken kann und während den noch geltenden Übergangsregelungen höher liegt.

Für das Jahr 2006 wurden in der Schweiz rund 2'700 Pensionskassen mit ca. 3.4 Millionen Versicherten und etwa 0.9 Millionen Rentenbezüglern registriert. Das von den Kassen verwaltete Vermögen belief sich auf rund CHF 583 Milliarden und lag so ca. 20% über dem Bruttoinlandprodukt [BIP] dieses Jahres (BfS, 2008a, S. 9ff.; BfS, 2008b, S. 21). Eine durchschnittliche Kasse betreute damit Vermögen von knapp CHF 216 Millionen. Investiert hatte sie es vorwiegend in Obligationen (ca. 37%), Aktien (ca. 29%) und Immobilien (ca. 14%; BfS, 2008a, S. 15).

Bezüglich der fraglichen **Beschäftigungseffekte** ist es wichtig festzuhalten, dass diese letztlich von den **Altersgutschriften** und nicht von den Arbeitnehmer- und Arbeitgeberbeiträgen ausgehen werden. Sind nämlich die Gutschriften nach dem Alter der Versicherten gestaffelt, so sind selbst nominell "altersunabhängige" fixe Sparbeiträge von der Altersstruktur der Versicherten abhängig: Da eine Pensionskasse mindestens gleichviel, tendenziell aber eher mehr Altersgutschriften zu entrichten hat, wenn das durchschnittliche Alter ihrer Versicherten steigt, muss sie zur Finanzierung des zusätzlichen Aufwandes ihre Prämien erhöhen⁹. Wird

⁸ 6.8% (Umwandlungssatz) • 500% (des koordinierten Lohnes als Altersguthaben)

⁹ Etwas anders ist die Situation, wenn die Altersgutschriften über Kapitalerträge mitfinanziert werden, was a priori nicht ausgeschlossen werden kann: Übersteigen die erzielten Renditen die notwendige Verzinsung der Altersguthaben, lassen sich diese zusätzlich zur Subventionierung der Gutschriften verwenden. Dadurch hängen die Beiträge nicht mehr ausschliesslich von den Gutschriften ab, was eine mildernde Wirkung auf die möglichen Beschäftigungseffekte gestaffelter Altersgutschriften haben kann.

Eine solche Situation dürfte in der Praxis jedoch kaum vorkommen. Bei rund drei Viertel der Arbeitnehmer kann aufgrund der Resultate der Erhebung eine Subventionierung der Beiträge ausgeschlossen werden. Wie dort gezeigt wird, ist im Beitragsprimat lediglich bei 7.2% der Versicherten ungewiss, ob die Gutschriften ausschliesslich aus den Beiträgen finanziert wurden. Zusammen mit den 20.6% der im Leistungsprimat versicherten, könnten potentiell also höchstens die Beiträge jedes vierten Versicherten subventioniert werden. Wie in Anhang III ausgeführt wird, dürften auch nur wenige Pensionskassen langfristig genügend Erträge erzielen, um nach Abzug der Zinsaufwände noch einen Teil der Altersgutschriften mit diesen finanzieren zu können.

davon ausgegangen, dass dieser Zusammenhang den Arbeitgebern bewusst ist, wird deren Einstellungspolitik unabhängig davon sein, ob sie einheitliche Beitragssätze zu entrichten haben oder nicht. Ist ihnen dieser Zusammenhang unbekannt, wird sich dies spätestens im Zuge einer allfälligen Prämienhöhung ändern. Für die fraglichen Beschäftigungseffekte wird die Gestaltung des Beitragssystems damit höchstens kurzfristig und in Einzelfällen relevant sein. Entscheidend bleiben stets die Gutschriften. Um zu klären, wie die Beschäftigungseffekte potentiell aussehen müssten, gilt es darum im Folgenden zu eruieren, wie die Pensionskassen ihre Gutschriftensysteme ausgestaltet haben. Die gesetzlichen Mindestvorgaben die hierbei beachtet werden müssen, werden im nächsten Abschnitt dargelegt. Die Resultate der eigenen Erhebung im übernächsten Abschnitt zeigen dann, wie die Gutschriften- und Beitragssysteme der Pensionskassen tatsächlich aussehen.

2.2 Die minimalen Altersgutschriften gemäss BVG

Die Untergrenze für die Altersgutschriften berechnet sich nach BVG als Prozentsatz des beitragspflichtigen, so genannt **koordinierten Jahreslohnes**. Das hierbei massgebende Einkommen wird analog dem AHV-Lohn als “Entgelt für in unselbständiger Stellung auf bestimmte oder unbestimmte Zeit geleistete Arbeit” definiert (Art. 5 AHVG). Da die erste Säule bereits eine existenzsichernde Grundrente garantiert, muss in der zweiten nur ein Teil des Lohnes versichert werden, um die Fortführung der gewohnten Lebenshaltung zu gewährleisten. Der beitragspflichtige Lohn bestimmt sich deshalb über eine Koordination mit der ersten Säule. Den Pensionskassen bleibt es diesbezüglich jedoch freigestellt, auch über die gesetzlichen Vorschriften hinausgehende Lohnanteile zu versichern (so genanntes Über- und Unterobligatorium), was sie auch rege tun (vgl. z.B. Swisscanto, 2008, S. 58).

Um den minimalen koordinierten Jahreslohn nach BVG zu ermitteln, wird das massgebende Einkommen sowohl nach oben als auch nach unten beschränkt. So wird im BVG-Minimum einerseits lediglich jener Teil des Einkommens zur Berechnung der Beiträge verwendet, der

Falls dies doch einmal der Fall sein sollte, werden die fraglichen Beschäftigungswirkungen dadurch nur dann verändert, wenn die Gutschriftensätze der einzelnen Altersstufen unterschiedlich stark gesenkt werden. Ansonsten führen die tieferen Lohnnebenkosten lediglich zu einer Erhöhung des Beschäftigungsniveaus, während die relativen Anstellungschancen der Bewerber unverändert bleiben. Da bereits die Subventionierung der Gutschriften durch Kapitalerträge eher selten sein wird, dürfte deren Einfluss auf die Beschäftigungswirkung der Staffelung der Altersgutschriften vernachlässigbar klein sein.

das maximal rentenbildende Einkommen der AHV nicht übersteigt (aktuell CHF 83'520.-¹⁰). Andererseits wird das massgebende Einkommen um einen nicht versicherten Freibetrag, den so genannte Koordinationsabzug, reduziert (aktuell bei CHF 24'360.-¹¹). Wenn das massgebende Einkommen den Koordinationsabzug nur knapp übersteigt, werden der koordinierte Lohn und mit diesem auch die spätere Rente unbedeutend klein. Um solche Fälle zu verhindern, wurde mit der ersten BVG-Revision eine so genannte Eintrittsschwelle eingeführt (aktuell bei CHF 20'880.-¹²). Liegt der Jahreslohn eines Versicherten zwischen dieser Schwelle und dem Koordinationsabzug, bestimmt sich sein koordinierter Lohn als Differenz der beiden Werte. Damit beträgt der kleinstmögliche koordinierte Lohn nach BVG heute CHF 3'480.- und der maximal obligatorisch zu versichernde CHF 59'160.-¹³, was den massgebenden Einkommen von CHF 20'880.- resp. CHF 83'520.- entspricht.

Die praktische Bedeutung der **Obergrenzen** für die Bestimmung des koordinierten Jahreslohnes ist eher gering. Wie die Verteilung der Bruttoerwerbseinkommen zeigt, liegt die grosse Mehrheit der Löhne in der Schweiz unterhalb der gesetzlichen (minimalen) Schranke. Lediglich etwa 30% der Erwerbstätigen weisen einen Lohn auf, der diese Grenze übersteigt (BfS, 2009b). Für die restlichen 70% der Versicherten hat die gesetzliche Obergrenze damit keine Bedeutung. Weiter verwendete im Jahr 2002 rund die Hälfte aller Pensionskassen eine gegenüber der gesetzlichen mindestens doppelt so hohe Grenze für den koordinierten Lohn oder

¹⁰ Dies entspricht dem 72-fachen des Mindestbetrages der vollen monatlichen AHV-Rente (Art. 8 Abs. 1 BVG), die ihrerseits als das 5.5-fache des sogenannten Rentenindex definiert ist (Art. 34 Abs. 5 AHVG). Letzterer dient als gemeinsame Basis zur Bestimmung verschiedener Eckwerte des schweizerischen Sozialversicherungssystems, die jeweils als ein Mehrfaches des Indexes definiert sind. Der Rentenindex selbst wird als arithmetisches Mittel eines Lohn- und eines Preisindex berechnet (Art. 33ter Abs. 2 AHVG). Mit dessen Neufestsetzung, die üblicherweise alle zwei Jahre auf Beschluss des Bundesrates erfolgt, werden die entsprechenden Eckwerte simultan und einheitlich der Entwicklung von Löhnen und Preisen angepasst (Art. 33ter und Art. 34 AHVG). Im Jahr 2011 lag der Rentenindex bei 210.9 Punkten (Art. 4 der Verordnung 11 über Anpassungen an die Lohn- und Preisentwicklung bei der AHV/IV/EO).

¹¹ Das 21-fache des Mindestbetrages der vollen AHV-Rente (Art. 8 Abs. 1 BVG).

¹² Das 18-fache des Mindestbetrages der vollen AHV-Rente (Art. 8 Abs. 2 BVG).

¹³ Was mindestens dem 3-fachen und höchstens dem 51-fachen des Mindestbetrages der vollen AHV-Rente entspricht.

verzichtete gänzlich auf eine solche Schranke¹⁴ (BfS, 2004, S. 80). Tendenziell werden dies jene Pensionskassen sein, welche Arbeitnehmer versichern, deren Löhne tatsächlich teilweise die gesetzliche Grenze übersteigen – was die Bedeutung der Obergrenzen weiter relativiert.

Der **Koordinationsabzug** hingegen ist von grösserer praktischer Bedeutung. Im Jahr 2002 galt dessen (maximale) Höhe nach BVG für rund 60% der Versicherten, bei gut 10% entfiel dieser und für die restlichen 30% wurde die Untergrenze des beitragspflichtigen Lohnes auf alternative Weise ermittelt (BfS, 2004, S. 78). Nicht erreicht wird die gesetzliche Eintrittsschwelle nur relativ selten (v.a. bei Teilzeiterwerb). So verdienen lediglich 16% der Arbeitnehmer weniger als CHF 26'000.- pro Jahr (BfS, 2009b)¹⁵.

Ist der koordinierte Lohn bestimmt, werden die nach BVG im Minimum zu entrichtenden **Altersgutschriften** als Prozentsatz aus diesem ermittelt. Dabei steigt der Teil des koordinierten Lohnes, welcher mindestens in das Altersguthaben einbezahlt werden muss, unter der aktuellen Regelung ab dem 25. Altersjahr nach jeweils zehn weiteren Altersjahren an. Tabelle 2-1 zeigt diese **Altersstaffelung** der Gutschriftensätze wie sie in Art. 16 BVG vorgegeben ist¹⁶. Während die Staffelung der Sätze für Mann und Frau vor der ersten BVG-Revision noch unterschiedlich war, ist sie heute bis auf das abweichende Rentenalter (64 Jahre für Frauen und 65 Jahre für Männer) identisch. In welche Stufe ein Mann respektive eine Frau mit gegebenem Jahrgang in einem bestimmten Kalenderjahr fällt, kann den Tabellen I und II in Anhang II entnommen werden. In der Tabelle mit den Angaben zu den Frauen sind als Folgen der ersten BVG-Revision ab dem Jahr 2005 auch die Anpassung der Altersschwellen, die Verschiebung des Rentenalters sowie die Übergangsregelungen für die Jahrgänge 1942 und 1943 zu erkennen.

¹⁴ Im Zuge der ersten BVG-Revision wurde mittlerweile eine für die Pensionskassen verbindliche maximale Obergrenze für den versicherbaren Lohn eingeführt (aktuell bei CHF 835'200.-). Dies geschah jedoch derart grosszügig, dass nur sehr wenige Versicherte betroffen sein dürften.

¹⁵ Der Betrag von CHF 26'000.- wurde gewählt, da keine detaillierteren Daten vorliegen. Zudem ist das Einkommen von ca. 10% der Erwerbstätigen nicht bekannt (BfS, 2009b).

¹⁶ Das massgebende Alter der Versicherten wird im BVG als Differenz zwischen dem laufenden Kalenderjahr und dem Geburtsjahr bestimmt (Art. 13 BVV 2). Auch hier steht es den Pensionskassen frei, das Alter der Versicherten auf andere Weise zu bestimmen, solange die gesetzlichen Mindestleistungen eingehalten werden. Wie eine Durchsicht zufällig ausgewählter Vorsorgereglemente rasch zeigte, dürfte dies jedoch so gut wie nie der Fall sein, weswegen diese Möglichkeit hier nicht weiter verfolgt wird.

Tabelle 2-1: Die seit 1. Januar 2005 geltende Altersstaffelung der Gutschriftensätze im BVG

Alter		Gutschriftensatz
von	bis	in % des koordinierten Lohnes
	25	0
25	34	7
35	44	10
45	54	15
55	64/65	18

Das unter den geltenden Mindestvorschriften nach 40 Beitragsjahren angesparte **Altersguthaben** entspricht ungefähr 500% des letzten koordinierten Lohnes. Exakt gilt dies jedoch nur, wenn sich der versicherte Lohn jährlich um gleich viele Prozente erhöht, wie das bereits einbezahlte Altersguthaben verzinst wird – was nicht realistisch ist, aber eine grobe Idee über die Grössenordnung des Sparziels im BVG gibt (vgl. BSV, 2008). Unter dieser Voraussetzung beträgt das Altersguthaben im Obligatorium nach den ersten zehn Beitragsjahren 70% des letzten koordinierten Lohnes. Danach kommen jeweils in zehn weiteren Jahren zunächst 100%, dann 150% und schliesslich 180% hinzu, womit sich das im gesetzlichen Minimum angepeilte Guthaben letztlich auf 500% beläuft.

2.3 Erhebung der Ausgestaltung der Altersgutschriften

Eben wurde gezeigt, wie die minimalen Altersgutschriften nach BVG berechnet werden. Nun gilt es zu klären, wie die Pensionskassen ihre Altersgutschriften aufgrund dieser Vorgaben tatsächlich ausgestaltet haben. Um Aufschluss über die potentiellen Beschäftigungseffekte der Gutschriften zu erhalten, soll geklärt werden, an welchen Altersschwellen diese im Mittel (über alle Versicherten) um wie viele Prozentpunkte ansteigen. Hierüber geben jedoch keine der bisherigen Erhebungen Auskunft. So genügen weder die Angaben aus den Vollerhebungen des BfS, noch jene aus den Teilerhebungen der Swisscanto Asset Management AG [Swisscanto] oder der Hewitt Associates SA [Hewitt] den hiesigen Anforderungen. Einzig die Studien von Hewitt enthalten neben Daten zu den erhobenen Beiträgen auch solche zu den getätigten Altersgutschriften. Da aber auch diese nicht ausführlich genug sind, musste eine **eigene Erhebung** durchgeführt werden. In dieser wurde für jeden betrachteten Vorsorgeplan zunächst ermittelt für wie viele Versicherte er gilt. Anschliessend wurde jeweils separat für die Arbeitnehmer- und Arbeitgeberbeiträge sowie die Altersgutschriften festgehalten, an wel-

chen Altersschwellen sie um wie viele Prozentpunkte ansteigen. Damit lässt sich nun zeigen, wie die Altersgutschriften für einen durchschnittlichen Versicherten in der Schweiz aussehen. Die Erhebung wurde im Herbst 2009 durchgeführt. Eine Liste aller 121 berücksichtigten Pensionskassen findet sich in Anhang I. Insgesamt konnten die Vorsorgepläne von über 1.4 Mio. Versicherten abgedeckt werden, womit die Stichprobe etwa **42% der Grundgesamtheit** aller Versicherten umfasst. Da primär grössere Pensionskassen erfasst wurden und kleinere, die oft nur gerade das gesetzliche Minimum abdecken, untervertreten sind, würden die Werte zu den Beiträgen und Gutschriften in einer Vollerhebung wohl tendenziell noch etwas stärker die BVG-Mindestvorschriften widerspiegeln. Obwohl die Resultate damit nicht uneingeschränkt repräsentativ sind, dürften die Abweichungen nicht allzu gross sein. Wie Tabelle 2-2 zeigt, ist zumindest die Aufteilungen der Versicherten in die beiden Primare für die Stichprobe und die Grundgesamtheit praktisch identisch.

Tabelle 2-2: Eckdaten zur eigenen Erhebung

Primat	Bezugsgrösse	PK-Statistik*		eigene Erhebung		Abdeckung
		Grundgesamtheit 2006		Stichprobe 2009		
Beitragsprimat	Versicherte Kassen	2'733'965	80%	1'132'915	79%	41%
		2'350	88%	97	80%	4%
Leistungsprimat	Versicherte Kassen	697'886	20%	294'269	21%	42%
		319	12%	24	20%	8%
beide Primare	Versicherte Kassen	3'431'851		1'427'184		42%
		2'669		121		5%

* BfS 2008a

Wie sich während der Erhebung rasch zeigte, werden die **Arbeitnehmer- und Arbeitgeberbeiträge** in beiden Primaten stets reglementarisch festgelegt, während die zu entrichtenden **Altersgutschriften** nur in Vorsorgeplänen mit Beitragsprimat durchwegs explizit festgehalten sind. Im Leistungsprimat werden oft bloss die Beiträge sowie Nachzahlungen bei allfälligen Lohnerhöhungen definiert. Dass diese direkt den Alterskonten der Versicherten gutgeschrieben werden, ist zwar anzunehmen, Ausnahmen können aber nicht ausgeschlossen werden. Anders als im Beitragsprimat hängt die Altersrente im Leistungsprimat nicht vom angesparten Altersguthaben und damit auch nicht direkt von den über die Jahre entrichteten Altersgutschriften ab, sondern bestimmt sich üblicherweise aus der Anzahl der Beitragsjahre und dem letzten massgebenden Einkommen. Dadurch kommt den individuellen Alterskonten eine wesentlich geringere Bedeutung zu als im Beitragsprimat. Dennoch müssen auch im Leistungsprimat die gesetzlich vorgeschriebenen Minimalleistungen jederzeit erbracht werden können

(z.B. im Austritts- oder Schadensfall). Konnte während der Erhebung nicht geklärt werden, ob und wie sich die Beiträge einer Leistungsprimatskasse von deren Altersgutschriften unterscheiden, wurden die beiden Grössen gleichgesetzt. Aufgrund der vorangegangenen Überlegungen sowie der geringeren Bedeutung des Leistungsprimats, dürften die dadurch entstehenden Verzerrungen vernachlässigbar sein. Der Einfachheit halber wird auch auf die begriffliche Unterscheidung zwischen den (eindeutig bestimmbar) Altersgutschriften des Beitragsprimats und den (teilweise nur als Indikator für diese zu deutenden) Beiträgen des Leistungsprimats im Folgenden mehrheitlich verzichtet.

Tabelle 2-3: Anteil der Versicherten nach Primat, Art des Verlaufs der Gutschriften und der Beiträge in der eigenen Erhebung

Primat	Altersgutschriften		Sparbeiträge Arbeitnehmer	Arbeitgeber			
				<i>gestaffelt</i>	<i>linear</i>	<i>fix</i>	
Beitragsprimat (79.4%)	<i>gestaffelt</i>	92.7%	<i>gestaffelt</i>	89.6%	-	2.5%	
			<i>linear</i>	-	0.3%	-	
			<i>fix</i>	-	-	0.3%	
	<i>linear</i>	2.2%	<i>gestaffelt</i>	-	-	1.1%	
			<i>linear</i>	-	1.0%	-	
			<i>fix</i>	-	-	0.1%	
	<i>fix</i>	5.1%	<i>gestaffelt</i>	0.3%	-	-	
			<i>linear</i>	-	-	-	
			<i>fix</i>	-	-	4.8%	
	Leistungsprimat (20.6%)	<i>gestaffelt</i>	(17.1%)	<i>gestaffelt</i>	10.7%	-	6.4%
		<i>linear</i>	(13.5%)	<i>linear</i>	-	13.5%	-
		<i>fix</i>	(69.4%)	<i>fix</i>	-	-	69.4%
beide Primat	<i>gestaffelt</i>	(77.8%)	<i>gestaffelt</i>	73.6%	-	4.2%	
	<i>linear</i>	(3.8%)	<i>linear</i>	-	3.8%	-	
	<i>fix</i>	(18.4%)	<i>fix</i>	-	-	18.4%	

(•) Die entsprechenden Prozentsätze wurden z.T. aus den Werten für die Beiträge abgeleitet.

Eine erste Übersicht in welchen Gutschriften- und Beitragssystemen sich die erfassten Versicherten befinden, ist in Tabelle 2-3 gegeben. Diese zeigt die Anteile der Versicherten in der Stichprobe aufgeteilt nach Primat des Vorsorgeplans und **Verlauf** der Gutschriften- und Beitragssätze. Da sich im Beitragsprimat sowohl die Altersgutschriften wie auch die Arbeitnehmer- und Arbeitgeberbeiträge stets genau bestimmen lassen, kann der Anteil der Versicherten nach Verlaufsart der Gutschriften dort weiter nach Verlaufsart der Beiträge unterteilt werden. Die Angaben zu den Gutschriften im Leistungsprimat sind dagegen mit gewisser Vorsicht zu interpretieren. Wie erwähnt, wurden sie primär aus den Beiträgen abgeleitet. Bei den Verlaufsarten bedeutet *fix*, dass die Gutschriften und Beiträge ab einem bestimmten Alter (einer

“Eintrittsschwelle”) als konstanter Prozentsatz des Einkommens erhoben respektive gutgeschrieben werden¹⁷. Gestaffelt ist deren Verlauf, wenn zwei oder mehr Alterskategorien mit unterschiedlichen Gutschriften- respektive Beitragsätzen definiert sind. Werden die beiden Grössen linear erhöht, steigen sie ab einem gewissen Alter in gleich bleibenden Altersabständen um eine konstante Anzahl von Prozentpunkten an, bis sie gegebenenfalls ein Maximum erreichen.

Wie zu sehen ist, sind über neun von zehn Versicherten im **Beitragsprimat** in Vorsorgeplänen mit gestaffelten Altersgutschriften. Dagegen erhält lediglich jeder zwanzigste fixe und gar nur jeder fünfzigste linear ansteigende Gutschriften. Die Aufteilung der Beiträge zeigt, dass nur wenige Pensionskassen die ihnen gewährte Freiheit bei der Finanzierung der Leistungen nutzen. So sind beispielsweise bei 89.6% aus den 92.7% der Versicherten, die gestaffelte Altersgutschriften erhalten, zusätzlich auch die Arbeitnehmer- und Arbeitgeberbeiträge gestaffelt. Insgesamt stimmen im Beitragsprimat gar bei 95.4% der Versicherten die Verlaufsarten aller drei Grössen überein¹⁸. Es zeigt sich, dass in den 92.8% der Fälle, in denen neben der Verlaufsart auch die Anzahl der Altersschwellen zwischen Gutschriften und Beiträgen übereinstimmt, erstere stets der Summe der letzteren entsprechen. Damit stimmen im Beitragsprimat also nur bei 7.2% der Versicherten die individuellen Arbeitnehmer- und Arbeitgeberbeiträge nicht mit den erhaltenen Gutschriften überein¹⁹. Interessant ist auch, dass beide Sparbeiträge mit 1.3% insgesamt gleich oft linear erhoben werden, jene der Arbeitgeber mit 8.8% jedoch deutlich öfter fix sind als jene der Arbeitnehmer mit 5.2%. Dies kann neben dem aus der hiesigen Fragestellung nahe liegenden Grund der Vermeidung von Diskriminierung älterer Stellensuchender, auch eine Massnahme zur Gleichbehandlung der Angestellten sein, mit dem Ziel, jüngere bezüglich der Lohnnebenleistungen nicht zu benachteiligen.

Der etwas erhöhte Anteil an fixen Arbeitgeberbeiträgen, zeigt sich auch im **Leistungsprimat**. Dort ist diese Beitragsart jedoch vorherrschend und gilt für rund 70% der Versicherten. Dies rührt daher, dass im Leistungsprimat die künftige Altersrente als Prozentsatz des versicherten Lohnes berechnet und üblicherweise mit jedem Beitragsjahr um einige Prozentpunkte erhöht wird. Ein fixer Beitragsatz ist damit die direkteste Form der Finanzierung. Da sich der Lohn

¹⁷ Ein fixer Gutschriftensatz müsste bei einem Sparziel von 500%, einer Beitragsdauer von 40 Jahren und denselben vereinfachenden Annahmen wie zuvor im Minimum 12.5% betragen.

¹⁸ 89.6% (gestaffelt) + 1.0% (linear) + 4.8% (fix) = 95.4%

¹⁹ In 2.1% der Fälle lässt sich dies auch direkt am Verlauf der drei Grössen erkennen. So ist es auf individueller Basis zum Beispiel nicht möglich, aus fixen Sparbeiträgen nach Alter gestaffelte Gutschriften zu finanzieren, wie dies die Vorsorgepläne von 0.3% der Versicherten vorsehen.

oft positiv mit der Anstellungsdauer eines Arbeitnehmers entwickelt und die Altersrente im Leistungsprimat im Normalfall vom letzten Verdienst vor der Pensionierung abhängt, sind auch linear ansteigende Beitragssätze, mit denen die späteren (höheren) Löhne stärker zu Buche schlagen, mit etwas über 13% nicht unüblich. Dennoch dürften gestaffelte Gutschriften etwas häufiger sein als lineare, da die Arbeitnehmerbeiträge von etwa 17% der Versicherten gestaffelt sind. Über **beide Primat** gesehen erhalten rund 78 % der Versicherten gestaffelte Altersgutschriften, etwas über 18% fixe und gegen 4% lineare.

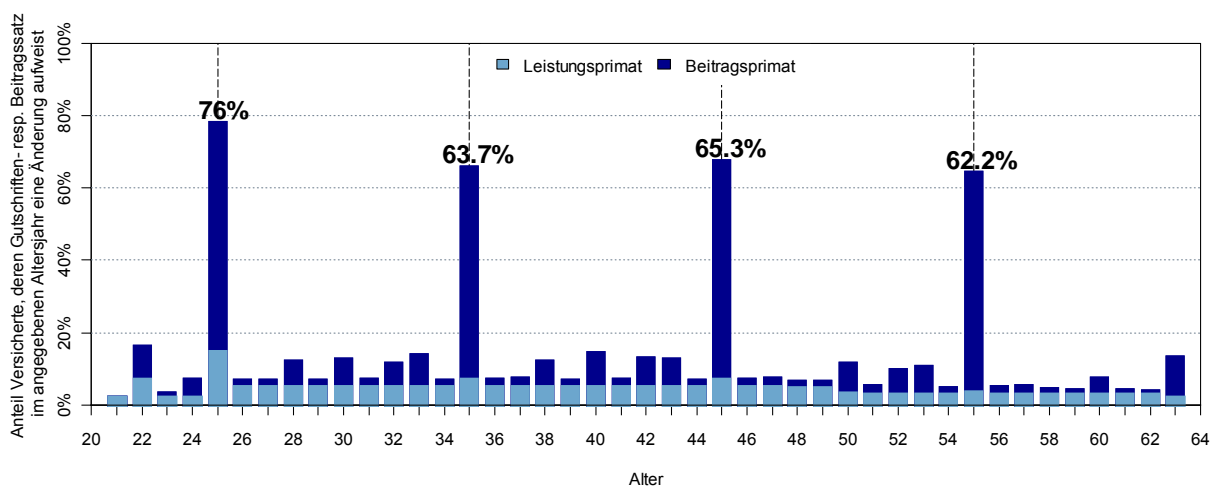


Abbildung 2-1: Die Position der Altersschwellen

Damit ist nun klar, wie die Verläufe der Beiträge und Gutschriften in den Vorsorgeplänen der Versicherten aussehen. Noch unbekannt ist jedoch, **wo sich die Altersschwellen** der Gutschriftensätze **genau befinden**. Die Anzahl der Schwellen hängt dabei jeweils von der Verlaufsart der Gutschriften ab: Sind diese gestaffelt, weisen sie mindestens zwei, tendenziell aber eher mehr Altersschwellen auf. Sind sie fix, existiert lediglich eine Eintrittsschwelle, und werden sie linear erhöht, finden sich mehrere gleich hohe Schwellen in regelmässigen Altersabständen. Wo die Altersschwellen in den Vorsorgeplänen der Versicherten aus der Stichprobe zu finden sind, veranschaulicht Abbildung 2-1. Diese zeigt den Anteil der Versicherten, deren Altersgutschriften an den angegebenen Altersjahren eine Schwelle aufweisen, sich also gegenüber dem vorhergehenden Altersjahr unterscheiden.

Das Muster in der Abbildung ist eindeutig: Die Altersschwellen sind klar dort am häufigsten, wo sie auch im BVG vorgesehen sind (senkrechte gestrichelte Linien). So weisen die Gutschriften von über drei Viertel aller Versicherten eine Schwelle beim 25. Altersjahr auf. Bei den drei anderen BVG-kritischen Altersjahren gilt dies immer noch für jeweils über 60%,

während dieser Wert ansonsten stets deutlich unter 20% liegt. Übertragen auf die Fragestellung zu den Beschäftigungschancen von Stellensuchenden, können diese Prozentsätze annäherungsweise als Wahrscheinlichkeit gewertet werden, an einen Arbeitgeber zu gelangen, dessen Pensionskasse beim entsprechenden Altersjahr eine Schwelle für die Altersgutschriften vorsieht. Wird berücksichtigt, dass 75% der bei einem RAV registrierten Stellensuchenden einen letzten Verdienst aufweisen, der unterhalb des Medianeinkommens liegt (Sheldon, 1999, S. 10), so dürften deren künftige Arbeitgeber eher einen bescheideneren Versicherungsschutz nahe dem gesetzlichen Minimum bieten. Damit werden die tatsächlichen Wahrscheinlichkeiten in der Tendenz eher noch etwas höher ausfallen als die hier gemessenen.

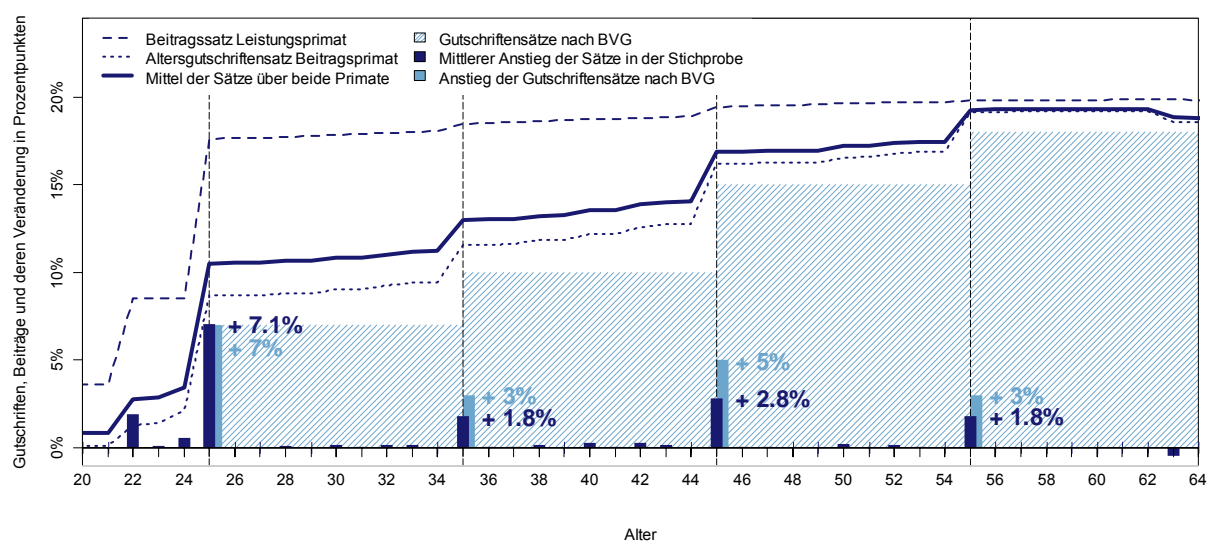


Abbildung 2-2: Die durchschnittlichen Altersgutschriften und deren Veränderung

Die Position der Schwellen ist damit bekannt. Was noch fehlt, um deren potentielle Beschäftigungswirkungen abzuschätzen, ist die **durchschnittliche Höhe** (des Anstiegs) der Altersgutschriften. Diese ist in Abbildung 2-2 zu sehen. Darin geben die beiden dunkelblauen gestrichelten Linien den nach der Anzahl der Versicherten gewichteten Durchschnitt der Gutschriftensätze wieder, wie sie in den ausgewerteten Vorsorgeplänen der beiden Primare an den angegebenen Altersjahren vorgesehen sind²⁰. Die ausgezogene dunkelblaue Linie zeigt den mittleren Wert der Gutschriftensätze über die gesamte Stichprobe. Zum Vergleich kennzeich-

²⁰ Die durchschnittlichen Sätze in der Grundgesamtheit werden tendenziell leicht höher liegen, da die Versicherten in den Fällen, in denen nicht klar war, welche Variante eines Vorsorgeplanes (mit identischen Altersschwellen aber unterschiedlich hohen Gutschriftensätzen) für sie gilt, entweder dem "Standardplan" (falls ein solcher existierte) oder dem tiefsten aller wählbaren Sätze zugeordnet wurden.

net die hellblau schraffierte Fläche die Gutschriftensätze, wie sie im BVG-Minimum vorgegeben sind.

Bemerkenswert ist der erhebliche Abstand zwischen den durchschnittlichen Gutschriftensätzen der beiden Primare. Während die mittleren Gutschriften im Beitragsprimat jeweils etwa ein bis zwei Prozentpunkte über dem gesetzlichen Minimum liegen und damit auch grössere Sprünge aufweisen, erfahren die durchschnittlichen Beiträge im Leistungsprimat nur leichte Veränderungen, liegen dafür aber bereits ab dem 25. Altersjahr auf einem sehr hohen Niveau von über 18%. Der im Mittel an die Versicherten beider Primare zu entrichtende Gutschriftensatz ist aufgrund der grösseren Verbreitung des Beitragsprimats näher bei dessen Werten. So weist er einen relativ ähnlichen, in den Sprüngen etwas gedämpften, dafür im Niveau leicht erhöhten Verlauf auf.

Wie die dunkelblauen Balken zeigen, ist die Veränderung des mittleren Gutschriftensatzes an den BVG-Altersschwellen, trotz des mildernden Einflusses der oft altersunabhängigen Beiträge des Leistungsprimats, beachtlich. An der ersten Schwelle ist die Zunahme sogar leicht höher als jene des minimalen Gutschriftensatzes nach BVG, dessen Veränderungen mit Hilfe hellblauer Balken dargestellt sind. Bei den anderen drei Schwellen macht der Anstieg der Sätze jeweils rund 60% der Veränderung der BVG-Altersgutschriften aus. Wie bereits beim Anteil der Versicherten, deren Gutschriftensätze bei einem bestimmten Altersjahr eine Schwelle aufweisen, zeigen sich die gesetzlichen Minimalvorgaben also auch in den durchschnittlich zu entrichtenden Gutschriftensätzen sehr deutlich. Diese steigen ausser an den Schwellen des BVG zusätzlich an einer weiteren merklich an. Beim 22. Altersjahr erhöht sich der Gutschriftensatz um rund 1.9%, was primär daran liegt, dass einige Vorsorgeeinrichtungen mit Leistungsprimat bereits ab diesem Altersjahr einen fixen Sparbeitrag vorsehen.

Insgesamt spiegeln sich die Vorgaben des Obligatoriums bezüglich der Altersstaffelung der Gutschriftensätze, sowohl was deren Position als auch deren Höhe angeht, in den betrachteten Vorsorgeplänen stärker wieder, als dies aufgrund der Freiheiten, die das BVG den Pensionskassen lässt, zu erwarten gewesen wäre. Die tatsächlichen Werte dürften sogar noch etwas näher an den gesetzlichen Mindestvorgaben liegen, da kleinere Kassen in der Stichprobe untervertreten waren und arbeitslose Stellensuchende allgemein (gegenüber Erwerbspersonen) eher unterdurchschnittliche Anstellungsbedingungen zu erwarten haben. Da nun soweit bekannt ist, wie die Altersgutschriften ausgestaltet sind, können im folgenden Kapitel deren potentielle Beschäftigungswirkungen diskutiert werden.

3 Stand der Forschung

Die Beiträge zur Finanzierung der Altersgutschriften sind als Prozentsatz des koordinierten Lohnes definiert und stellen damit so genannte **variable Lohnnebenkosten** dar²¹. Im Folgenden wird zunächst der Einfluss solcher Kosten auf die Arbeitslosigkeit und die Beschäftigungschancen von Stellensuchenden aus einer modelltheoretischen Perspektive betrachtet. Danach wird ein Überblick zu den Ergebnissen von empirischen Studien gegeben, welche sich mit der Messung der besagten Wirkungen beschäftigen. Schliesslich werden die gewonnenen Erkenntnisse auf die Regelungen des BVG übertragen, um Aufschluss über die potentiell von den Altersgutschriften zu erwartenden Beschäftigungseffekte zu erlangen.

3.1 Modelltheoretische Überlegungen

Lange wurden Pensionskassenbeiträge zur Betrachtung im kompetitiven Standardmodell von Angebot und Nachfrage gewöhnlichen **Steuern** gleichgestellt. Dass die Beiträge einem persönlichen Sparkonto gutgeschrieben werden, auf das ein künftiger **Leistungsanspruch** besteht, wurde weitestgehend ausgeblendet (vgl. Summers, 1989)²². Dabei ist die Verwendung der Pensionskassenbeiträge für die Arbeitnehmer, anders als dies bei reinen Steuern der Fall ist, üblicherweise mit einem nachvollziehbaren persönlichen Nutzen verbunden. Wie Gruber und Krueger (1991, S. 115f.) für Arbeitgeberbeiträge und Gruber (1997, S. 576f.) auch für jene der Arbeitnehmer gezeigt haben, lässt sich das Standardmodell auf anschauliche Weise erweitern, um diesem Gedanken formalmathematisch gerecht zu werden. Die Arbeitskräfte-nachfragefunktion D kann demnach als

$$D = D[w(1 + t_f)] \quad (3.1)$$

geschrieben werden, während die Arbeitskräfteangebotsfunktion S durch

$$S = S[w(1 - \alpha t_e + \beta t_f)] \quad (3.2)$$

²¹ Ein Überblick zu alternativen Finanzierungsmethoden findet sich etwa bei Kesselmann (1996, S. 163f.), einer zu anderen Formen von Lohnnebenkosten bei Garibaldi (2006, S. 27ff.). Gruber (1992, S. 5ff.) listet anschaulich die Vor- und Nachteile obligatorischer Versicherungen auf, die Arbeitgeber ihren Arbeitnehmern entweder selbst oder über Dritte anbieten müssen (so genannte “mandated benefits”).

²² Eine Ausnahme findet sich bei Musgrave (1966, S. 209f.), der explizit auf die Bedeutung der kombinierten Betrachtung von Steuern und damit verbundenen Gegenleistungen hinweist.

abgebildet wird. w steht hierin für den Bruttolohn. t_e gibt die Arbeitnehmerbeiträge in Prozentpunkten wieder, wobei α besagt, wie stark diese von den Arbeitern als Steuerlast empfunden werden oder anders formuliert, wie viel weniger ihnen die Pensionskassenbeiträge gegenüber Lohneinkommen wert sind. Analog bezeichnet t_f den Beitragssatz der Arbeitgeber und β gibt an, wie stark die Arbeiter diese Beiträge als zusätzliches Einkommen wahrnehmen. Pensionskassenbeiträge setzen sich damit im Prinzip aus zwei Teilen mit unterschiedlichen theoretischen Eigenschaften zusammen: einer Steuer (zu den Teilen α und $1 - \beta$) und einem Einkommensersatz (zu den Teilen $1 - \alpha$ und β). Wird $\alpha = 1$ und $\beta = 0$ gesetzt, entsprechen t_e und t_f reinen Steuern und weisen keinen Gegenwert auf. Gilt hingegen $\alpha = 0$ und $\beta = 1$, stellen die Beiträge ein perfektes Substitut zum Lohneinkommen dar.

Wie noch gezeigt wird, ist im kompetitiven Standardmodell die relative Höhe der Arbeitgeber- und Arbeitnehmerbeiträge für das resultierende Marktergebnis irrelevant: Die Traglast ist unabhängig von der Zahllast. Welcher der beiden Parteien wie viel der ersteren zufällt, wird darin ausschliesslich durch die Elastizitäten von Angebot und Nachfrage bestimmt²³. In der hier verwendeten Modellversion wird das Ergebnis zusätzlich durch die beiden neuen Parameter α und β beeinflusst. Doch auch in dieser Version genügt es den Effekt der Veränderung eines der beiden Beitragssätze auf das Marktergebnis zu diskutieren, da die Resultate für den anderen sinngemäss ausfallen. Im Folgenden wird beispielhaft eine **Erhöhung des Arbeitgeberbeitragsatzes** betrachtet. Gemessen wird dessen Wirkung an der **Veränderung des Beschäftigungsniveaus**, da mit der Anzahl der im Gleichgewicht beschäftigten Arbeiter auch die Beschäftigungschancen der Stellensuchenden steigen und fallen. So kann also stellvertretend für den hier interessierenden Effekt eines Stufenanstiegs der Altersgutschriften im BVG auf die Beschäftigungschancen von Stellensuchenden, die Veränderung des Beschäftigungsniveaus in Reaktion auf eine Erhöhung des Arbeitgeberbeitragsatzes betrachtet werden.

Die beiden Grafiken in Abbildung 3-1 zeigen die Auswirkung einer Erhöhung des Arbeitgeberbeitragsatzes auf das Marktergebnis in den zwei zuvor beschriebenen Extremsituationen: Während die Beiträge in Grafik (1) reinen Steuercharakter aufweisen ($\beta = 0$), zeigt Grafik (2) deren Wirkung, wenn sie als vollumfänglicher Einkommensersatz ($\beta = 1$) angesehen werden. Die vor der Beitragssatzerhöhung zu verzeichnenden Gleichgewichtswerte sind jeweils mit

²³ Gute Einführungen zur Inzidenz von Steuern und Lohnnebenkosten finden sich zum Beispiel bei Borjas (2008, S. 171ff.) oder bei Boeri und van Ours (2008, S. 90ff.).

einem Sternchen und die danach resultierenden mit einem kleinen t als Superskript gekennzeichnet. Der Lohn w sowie die Beschäftigung L werden stets in Logarithmen gemessen, womit eine Erhöhung dt_f von t_f zu einer parallelen Verschiebung der Nachfrage- und (gegebenenfalls auch der) Angebotskurve führt (von D^* zu D^t resp. S^* zu S^t). Die im neuen Gleichgewicht von den Arbeitnehmern erhaltenen Bruttolöhne sind jeweils mit w_e^t bezeichnet, deren Kosten für die Arbeitgeber mit w_f^t . Die Erhöhung des Arbeitgeberbeitragsatzes ist durch die Differenz der beiden Werte gegeben ($w_f^t - w_e^t = w^* dt_f$).

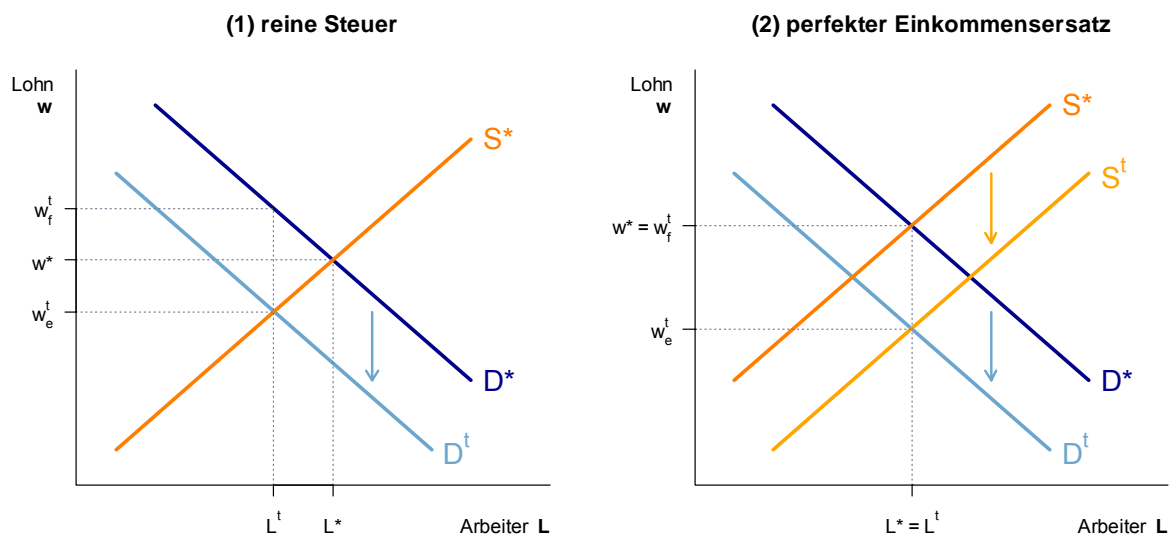


Abbildung 3-1: Die Erhöhung des Arbeitgeberbeitragsatzes mit und ohne Einkommensersatz-Wirkung

Intuitiv lässt sich die Verschiebung der **Nachfragekurve**, die in beiden Marktsituationen dieselbe ist, folgendermassen begründen: Unabhängig von ihrem Pensionskassenbeitragsatz sind die Arbeitgeber bereit zum Kostenniveau von w^* genau L^* Arbeiter zu beschäftigen. Soll das Beschäftigungsniveau nach einer Beitragserhöhung auf L^* verharren, so dürfen sich die Kosten der Arbeitgeber nicht verändern ($w_f^t = w^*$), was bedingt, dass die Arbeitnehmer bereit sind einen um $w^* dt_f$ niedrigeren Lohn zu akzeptieren ($w_e^t = (1 - dt_f)w^*$). Im Fall von Grafik (1), wo die erhaltenen Pensionskassenbeiträge bei den Arbeitern keinen Nutzen stiften ($\beta = 0$), trifft dies nicht auf alle Arbeiter zu, weswegen einige aus dem Markt aussteigen. Dadurch verknappt sich das Arbeitsangebot, womit die Beschäftigung im neuen Marktgleichgewicht tiefer liegt ($L^t < L^*$) und die zusätzliche Beitragslast auf beide Parteien verteilt wird [$w^* dt_f = w_f^t - w_e^t = (w_f^t - w^*) + (w^* - w_e^t)$].

Werden die zusätzlichen Arbeitgeberbeiträge jedoch als Einkommensersatz angesehen, so verschiebt sich die Nachfragekurve zwar auch nach unten, doch wird deren Wirkungen zumindest teilweise dadurch kompensiert, dass sich die **Angebotskurve** ebenfalls in die gleiche Richtung verschiebt. Für einen gegebenen Arbeitseinsatz L^* senken die Arbeitnehmer ihre Lohnansprüche in dem Grad (β), wie sie die erhöhten Beiträge ($w^* dt_f$) als Zusatzeinkommen wahrnehmen. Werden die erhöhten Arbeitgeberbeiträge gar als perfektes Substitut zum Lohn-einkommen angesehen ($\beta = 1$), so liegt deren Traglast vollumfänglich auf den Arbeitnehmern ($w^* dt_f = w_f^t - w_e^t = w^* - w_e^t$). Wie in Grafik (2) zu sehen ist, bleiben in diesem Fall die Kosten für die Arbeitgeber ($w_f^t = w^*$) und deshalb auch das Beschäftigungsniveau im Markt ($L^t = L^*$) unverändert.

Diese Überlegungen zeigen, dass es für den zu erwartenden **Beschäftigungseffekt** entscheidend ist, wie stark sich die Traglast der Beiträge in Form von tieferen Löhnen auf die Arbeitnehmer überwälzen lässt. Formal kann dies anhand der Formel

$$\frac{dw/w}{dt_f} = \frac{\beta\eta^S - \eta^D}{\eta^D - \eta^S(1 - \alpha\epsilon_e)} \quad (3.3)$$

gemessen werden, welche die relative Anpassung der Löhne (dw/w) an die Änderung des Arbeitgeberbeitragssatzes (dt_f) im Gleichgewicht von (3.1) und (3.2) wiedergibt (vgl. Gruber, 1997, S. 577). Die beiden neuen Terme η^D und η^S bezeichnen die Elastizität der Nachfrage und des Angebots. Ist (3.3) gleich -1, so sinken die Löhne um denselben Prozentsatz, wie die Arbeitgeberbeiträge steigen. Dies ist in Grafik (2) der Fall, in welcher der Einkommensersatz-Anteil der Beiträge ($\alpha = 0$ und $\beta = 1$) die tieferen Löhne vollständig kompensiert, weswegen die Kosten der Arbeitgeber und somit auch das Beschäftigungsniveau unverändert bleiben. Ist (3.3) jedoch grösser als -1, so passen sich die Löhne nicht vollumfänglich dem veränderten Beitragssatz an, womit die Traglast nicht mehr in vollem Umfang auf die Arbeitnehmer überwälzt werden kann. Eine solche Situation ist in Grafik (1) gegeben, wo die Pensionskassenbeiträge als reine Steuer aufgefasst werden ($\alpha = 1$ und $\beta = 0$) und deswegen zu zusätzlichen Kosten für die Arbeitgeber, tieferen Löhnen für die Arbeitnehmer und einer Abnahme der Beschäftigung führen. Bestimmend für die Traglast und damit für die Beschäftigungswirkung der Pensionskassenbeiträge sind in diesem Modell also zwei Dinge: erstens die Elastizitäten von Angebot und Nachfrage sowie zweitens der Nettoeffekt aus dem Steuer- und dem Einkommensersatzcharakter der Beiträge. Diese werden gleich der Reihe nach etwas ausführlicher betrachtet.

Zunächst soll jedoch noch die zu Beginn unterstellte **Irrelevanz der Zahllast für die Traglast** demonstriert werden, was ebenfalls gut anhand der ersten beiden Grafiken geschehen kann. Würden statt der Arbeitgeber- die Arbeitnehmerbeiträge erhöht, so wäre (aus analogen Überlegungen) anstelle einer Abnahme der Arbeitsnachfrage eine Abnahme des Arbeitsangebotes zu verzeichnen. In der Situation aus Grafik (1), in der die Beiträge reinen Steuercharakter haben, würde S^* um gleich viel steigen, wie D^* sinkt, was dieselben Kosten- und Beschäftigungsfolgen mit sich brächte. Werden die Beiträge als perfektes Lohnsubstitut angesehen, wie dies in Grafik (2) der Fall ist, würde S^* anstatt zu sinken auf seinem ursprünglichen Niveau verharren. Da sich Kosten und Nutzen der Beiträge für die Arbeiter noch immer aufheben, würde das Marktergebnis auch hier dasselbe bleiben. In beiden Situationen wäre der einzige Unterschied, dass der Bruttolohn der Arbeiter um den Beitragssatz höher ausfallen würde, da nun sie die Beiträge an die Pensionskasse zu entrichten hätten²⁴.

Eine Idee wie sich **Unterschiede in den Elastizitäten** von Angebot und Nachfrage auf das nach einer Erhöhung des Arbeitgeberbeitragssatzes resultierende Marktergebnis auswirken, geben die Grafiken in Abbildung 3-2. Eingezeichnet ist dort jeweils nur die Verschiebung der Nachfragekurve, die als Nettoeffekt aus der Verschiebung der beiden Kurven in Reaktion auf den erhöhten Beitragssatz interpretiert werden kann. Wie im nächsten Abschnitt noch argumentiert wird, gleicht der Nettoeffekt dem einer (geringen) Steuer, da Pensionskassenbeiträge im Normalfall zumindest einen gewissen Steuercharakter aufweisen. Die Nachfragekurve fällt deswegen stets etwas stärker als die Angebotskurve.

Bezüglich der **Elastizität des Angebots** zeigt Gleichung (3.3) sowie ein Vergleich der Grafiken (3), (1) und (4), dass je grösser diese wird, desto weniger reagieren die Löhne der Arbeitnehmer auf eine Erhöhung des Arbeitgeberbeitrages. Sind die Arbeiter zwingend auf ein (noch so tiefes) Einkommen angewiesen, so ist das Angebot an Arbeitskräften wie in Grafik (3) vollkommen unelastisch ($\eta^S = 0$). In diesem Fall sinken die Löhne der Arbeiter im selben Umfang, wie die Arbeitgeberbeiträge steigen, wodurch weder ein Effekt auf die Kosten der Arbeitgeber noch auf das Beschäftigungsniveau im Markt zu verzeichnen ist. Während sich die Löhne der Arbeiter bei der etwas elastischeren Angebotskurve in Grafik (1) bereits nicht

²⁴ Nicht irrelevant ist die Zahllast bei grossen Unterschieden zwischen α und $1 - \beta$. So wäre es zum Beispiel denkbar, dass (beschränkt rationale) Arbeiter die Beiträge ihres Arbeitgebers höher schätzen, da sie diese als Geschenke (die keinerlei Gegenleistung bedürfen) betrachten ($\beta = 1$) und die eigenen eher als schmerzhaftes Lohnneinbussen wahrnehmen ($\alpha = 1$).

mehr im selben Mass anpassen, bleiben sie beim vollkommen elastischen Angebot ($\eta^S = \infty$) in Grafik (4) gar konstant, was zum Beispiel aufgrund eines bindenden Mindestlohnes (w^m) der Fall sein kann. In dieser Situation erhöhen sich die Kosten der Arbeitgeber um den gesamten Beitragssatz, was zu einem starken Rückgang im Beschäftigungsniveau führt.

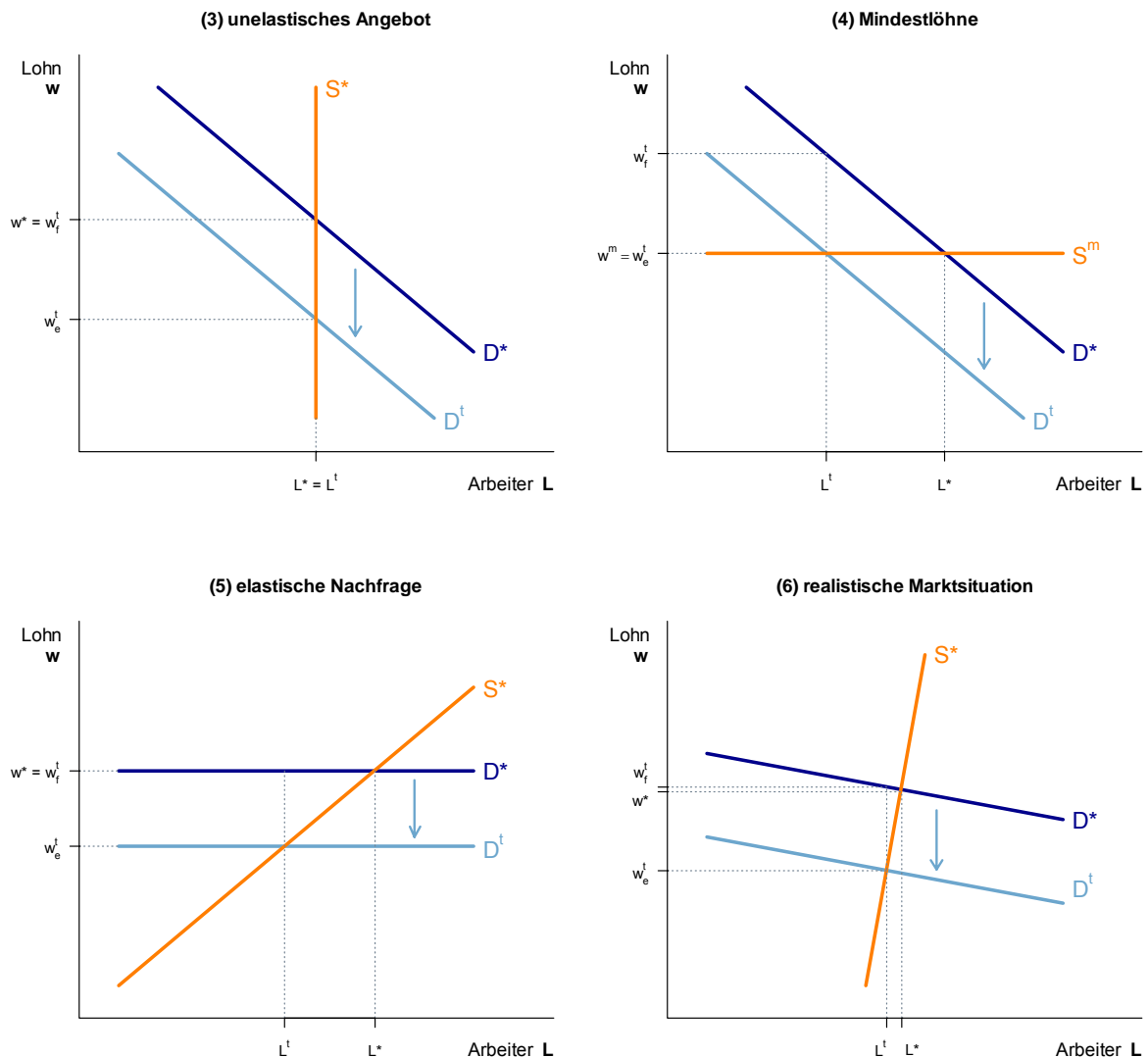


Abbildung 3-2: Der Nettoeffekt einer Erhöhung des Arbeitgeberbeitragsatzes unter verschiedenen Elastizitäten von Angebot und Nachfrage

Die **Elastizität der Nachfrage** hat gerade eine umgekehrte Wirkung auf das Ergebnis in (3.3). Wie die Grafiken (1) und (5) erahnen lassen, steigt mit ihr der Anteil der Arbeitgeberbeiträge, der auf die Löhne der Arbeiter überwältzt werden kann. Nicht abgebildet ist die Marktsituation bei vollkommen unelastischer Nachfrage ($\eta^D = 0$). Eine solche käme einem “Anstellungszwang” für Arbeitgeber gleich, bei dem sie zu jedem Lohn einen gegebenen Bestand an Arbeitern beschäftigen müssten. Die Arbeitgeber trügen sodann die volle Last der

Pensionskassenbeiträge, weswegen die Löhne der Arbeitnehmer und die Beschäftigung von diesen unabhängig wären. Etwas realistischer ist eine vollkommen elastische Nachfrage ($\eta^D = -\infty$), wie sie in Grafik (5) gegeben ist. Diese entsteht, wenn Arbeit kostenlos durch andere Produktionsfaktoren substituiert werden kann, was dazu führt, dass die Arbeitnehmer vollumfänglich für die Arbeitgeberbeiträge aufkommen müssen. Dadurch sinkt deren Lohn, was (aufgrund des unterstellten Steueranteils) wiederum Marktaustritte sowie ein entsprechend tieferes Beschäftigungsniveau zur Folge hat.

Schliesslich zeigt Grafik (6) eine **“realistische Marktsituation”**, in der die Arbeitnehmer relativ stark auf ein Einkommen angewiesen sind und Arbeit vergleichsweise günstig substituiert werden kann (vgl. z.B. Borjas, 2008, S. 45ff. & S. 124ff.). Das abgebildete Szenario mag für eine Volkswirtschaft als ganzes ungefähr zutreffen, doch wird es insbesondere zwischen unterschiedlichen Branchen bedeutende Differenzen in den Elastizitäten der beiden Kurven geben. Dadurch werden auch die Beschäftigungseffekte erhöhter Pensionskassenbeiträge entsprechend ungleich ausfallen (sofern sie zumindest einen geringen Steuercharakter aufweisen). Bei der empirischen Auswertung wird ein Vergleich verschiedener Branchen deshalb besonders interessant sein.

Für einen möglichen Beschäftigungseffekt genauso entscheidend wie die eben betrachteten Elastizitäten, ist der **Nettoeffekt** aus Steuer- und Einkommensersatzcharakter der Pensionskassenbeiträge²⁵. Als Differenz aus der Verschiebung der Angebots- und der Nachfragekurve bestimmt dieser wie stark und in welche Richtung das Marktergebnis beeinflusst wird. Je kleiner dabei der Steueranteil und je grösser der Einkommensersatzanteil, desto eher werden die Arbeiter bereit sein, für höhere Beiträge auf Lohn zu verzichten, wodurch die Kosten der Arbeitgeber und damit auch die Beschäftigung weniger stark belastet werden. Der Nettoeffekt entspringt letztlich der Differenz aus dem wahrgenommenen Nutzen der Beiträge zu deren Opportunitätskosten (vgl. Summers, 1989).

Letztere bestehen primär aus entgangenem Lohneinkommen, dessen dank alternativer Verwendungsmöglichkeiten höherer Gesamtnutzen einen grossen Teil des **Steuercharakters** der Beiträge ausmacht. Da Lohneinkommen freiwillig auf ein Vorsorgekonto einbezahlt werden

²⁵ Ähnliche Diskussionen über den Steuer- und Einkommenscharakter von Pensionskassen- sowie anderer Sozialversicherungsbeiträgen finden sich unter anderem bei Summers (1989), Gruber (1992 & 2000), Kesselmann (1996), Krueger und Meyer (2002), Ooghe, Schokkaert und Flechet (2003), Jaag, Keuschnigg und Keuschnigg (2008) oder Congdon, Kling und Mullainathan (2009).

kann, daneben aber unzählige andere Möglichkeiten bietet, erlaubt es grundsätzlich eine individuellere Bedürfnisbefriedigung und stiftet damit einen höheren Nutzen als zweckgebundene Pensionskassenbeiträge. Interessant wäre diesbezüglich vor allem ein Vergleich einer auf freiwilliger Basis abgeschlossenen Vorsorgeversicherung mit der unter den geltenden obligatorischen Minimalvorgaben gewählten Lösung. Einen Vorteil, den ein individuelles Rentensparen gegenüber dem obligatorischen, selbst bei identischem Sparziel und damit unter derselben langfristigen Budgetbeschränkung, bietet, ist der erweiterte Spielraum zur intertemporalen Nutzenmaximierung. Es erlaubt eine flexiblere Verteilung der Konsumausgaben über das Erwerbsleben hinweg, was aufgrund von unterschiedlichen persönlichen Bedürfnissen in verschiedenen Lebensphasen oder in Reaktion auf unvorhergesehene Ereignisse zu bedeutenden Nutzensvorteilen führen kann. Auch wird ein freiwillig geleisteter Beitrag (für beschränkt rationale Individuen) unter sonst gleichen Bedingungen womöglich einen höheren Nutzen stiften als ein obligatorisch zu entrichtender, was zum Beispiel über die Genugtuung, dem eigenen freien Willen gefolgt und gerecht worden zu sein, motiviert werden kann. Tiefere Administrations- und Verwaltungskosten sowie höhere Renditen am Kapitalmarkt sind weitere Argumente, die für den überlegenen Nutzen des Lohneinkommens sprechen und damit Gründe, weshalb Pensionskassenbeiträge zumindest teilweise Steuercharakter haben ($\alpha > 0$, $\beta < 1$)²⁶.

Dieser dürfte aber nicht sonderlich stark ausgeprägt sein, da im Gegenzug auch zahlreiche Argumente für einen hohen **Einkommensersatz**-Anteil der Beiträge sprechen. Während bei reinen Steuern oft keine direkten Gegenleistungen erkennbar sind, diese jedermann zustehen oder nur begrenzt von geleisteten Beiträgen abhängig sind, begründen die Pensionskassenbeiträge klar feststellbare Leistungen, die in vollem Umfang von sämtlichen geleisteten Einzahlungen abhängen und ausschliesslich dem Beitragszahler zustehen. Ein Rentenkonto ist damit einem Lohnkonto nicht unähnlich. Pensionskassenbeiträge werden primär für jene Arbeitnehmer Steuercharakter aufweisen, die einen Versicherungsschutz bevorzugen würden, der weniger weit geht als die gesetzlichen Mindestvorschriften. Für Arbeitnehmer mit höherem Sicherheitsbedürfnis bieten die meisten Pensionskassen mehrere Versicherungslösungen im

²⁶ Obschon das "Zwangssparen" damit zu Nutzeneinbussen bei einzelnen Individuen führt, muss der Gesamtnutzen aller Individuen gegenüber jenem einer freiwilligen Lösung nicht zwingend tiefer ausfallen. So können durch das Obligatorium die Folgekosten einer Unterversicherung vermieden werden, die z.B. aufgrund einer Negativauslese oder durch kurzsichtiges Verhalten entstehen könnte. Zudem ist die Versicherung auch förderungswert, da sie positive externe Effekte aufweist, wie etwa eine verbesserte finanzielle Absicherung der Hinterbliebenen (vgl. Summers 1989, S. 178f.).

über- und unterobligatorischen Bereich an. Da die Leistungen im Obligatorium relativ bescheiden sind, nutzt ein Grossteil der Versicherten diese Wahlmöglichkeiten, was letztlich trotz Versicherungspflicht für eine relativ individuelle Bedürfnisbefriedigung und für einen hohen Einkommensersatz-Anteil der Pensionskassenbeiträge spricht. Zwei weitere entscheidende Faktoren für die Wahrnehmung dieses Anteils sind das Alter und mit diesem verbunden die Lebenserwartung eines Arbeiters. Da die Wahrscheinlichkeit einmal eine Altersrente zu beziehen mit dem Alter genauso ansteigt, wie die durchschnittlich zu erwartende Dauer des Bezuges (die Lebenserwartung), werden die Arbeitnehmer umso mehr Wert auf das Einkommen nach der Pensionierung legen, je näher sie dieser kommen²⁷. So werden ältere Arbeitnehmer eher bereit sein auf Lohneinkommen zu verzichten, um im Gegenzug eine höhere Rente zu erhalten. Der wahrgenommene Einkommensersatz-Anteil hängt damit positiv vom Alter ab, während der theoretisch zu erwartende Beschäftigungseffekt mit diesem zurückgeht. Zusammen mit den Gutschriften des BVG erhöht sich also auch die Bereitschaft der Arbeitnehmer für diese auf Lohn zu verzichten, was deren Beschäftigungswirkung womöglich bedeutend abschwächt. Dass für Arbeiter mit geringer Lebenserwartung oder einer aus anderen Gründen starken Zeitpräferenz die Möglichkeit eines Rentenvorbezugs besteht, wirkt weiter positiv auf den Einkommensersatz-Anteil. Dasselbe gilt für progressive Einkommenssteuern: Da das Renteneinkommen nach der Pensionierung in aller Regel tiefer ausfällt als das zuvor erzielte Erwerbseinkommen, ist der anwendbare Steuersatz für einen zusätzlichen Franken zu dessen Finanzierung im Normalfall tiefer als jener für zusätzliches Erwerbseinkommen. Ähnlich wie eine sehr hohe Lebenserwartung können stark progressive Einkommenssteuern gar dazu führen, dass die Arbeitnehmer höhere Pensionskassenbeiträge einer Lohnerhöhung vorziehen.

Trotz guter Gründe für einen erheblichen Einkommensersatz-Anteil der Beiträge, dürften diese aus Sicht der meisten Arbeiter einen gewissen Steuercharakter aufweisen. Wie bereits die Elastizitäten von Angebot und Nachfrage wird auch der Nettoeffekt, insbesondere zwischen einzelnen Branchen, variieren. So dürfte beispielsweise für Arbeiter in der Baubranche aufgrund ihrer vergleichsweise tiefen Lebenserwartung der Steueranteil besonders hoch sein. Solche **Unterschiede im Nettoeffekt** haben im Wesentlichen dieselbe Wirkung wie firmen-

²⁷ Die Lebenserwartung bei der Geburt liegt in der Schweiz für Frauen aktuell bei 83 Jahren und für Männer bei 77 Jahren. Im Alter von 65 Jahren liegen die beiden Werte um 3 respektive 5 Jahre höher (Bundesamt für Statistik, 2009c).

oder branchenspezifische Steuersätze²⁸. Auf das vorige Beispiel übertragen, kommt die tiefere Lebenserwartung auf dem Bau also einer branchenspezifischen Zusatzsteuer gleich. Wie Anderson und Meyer (1997 & 2000) in einer Modellerweiterung mit firmenspezifischen Steuern zeigen, können die Arbeitgeber jeweils nur den durchschnittlichen Steuersatz ihrer Branche auf die Löhne der Arbeitnehmer überwälzen. Die individuellen Abweichungen haben sie grossteils selbst zu tragen, was zur Reallokation von Arbeitern und damit verbunden zu Wohlfahrtsverlusten führen kann. Im Beispiel von vorhin bedeutet dies für die Bauunternehmer, dass sie den überdurchschnittlich hohen Steuercharakter der Pensionskassenbeiträge in ihrer Branche nicht vollständig auf die Arbeiter überwälzen können, was die Arbeit für sie verteuert, ihre Nachfrage senkt und damit zu einer Verlagerung der Beschäftigung hin zu anderen Branchen führt. Bei der empirischen Auswertung dürfte es auch deshalb wiederum besonders interessant sein den Beschäftigungseffekt der Pensionskassenbeiträge in verschiedenen Branchen zu untersuchen.

Aus der vorgestellten Version des **kompetitiven Standardmodells** gehen insgesamt also zwei Situationen hervor, in denen eine Erhöhung des Arbeitgeberbeitragsatzes keinen Beschäftigungseffekt hat. So einerseits, wenn die Beiträge als perfektes Substitut zum Lohn Einkommen wahrgenommen werden und andererseits, wenn die Arbeitsangebotskurve vollkommen unelastisch ist. Beide Situationen werden in der Realität kaum je zu beobachten sein und dennoch dürften sie relativ nahe an der Wirklichkeit liegen. Die beiden Situationen können empirisch nur schwer auseinander gehalten werden, da die resultierenden Marktergebnisse identisch sind. Aufgrund fehlender Ansatzpunkte zur empirischen Unterscheidung, wird diese hier lediglich argumentativ erfolgen können.

Ein verwandtes Modell, das die Idee des Einkommensersatzes auf weitere Stellenmerkmale ausdehnt und dabei nicht mehr von homogenen Marktteilnehmern ausgeht, liefert die Theorie der **kompensierenden Lohndifferentiale**. Diese berücksichtigt explizit die unterschiedlichen Anstellungsbedingungen einzelner Stellen und die vielfältigen Präferenzen der Arbeitnehmer. Sie besagt, dass wenn Arbeiter gerade indifferent zwischen zwei Stellen sind, jene mit den wünschenswerteren lohnunabhängigen Charakteristiken einen tieferen Lohn aufweisen wird. Im Gleichgewicht beschäftigen deshalb Arbeitgeber, welche ein bestimmtes Stellenmerkmal

²⁸ Oder, im unwahrscheinlichen Fall, dass der Nettoeffekt gar positiv sein sollte, wie firmen- oder branchenspezifische Subventionen.

günstig zur Verfügung stellen können, vorwiegend solche Arbeitnehmer, die dieses Merkmal besonders schätzen²⁹. Nach der Theorie der kompensierenden Lohndifferentiale führen höhere Pensionskassenbeiträge, sofern sie von den Arbeitnehmern als nutzenstiftend betrachtet werden, zu einem tieferen Gleichgewichtslohn. Die Modellierung wie auch die Wirkung von Sozialversicherungsbeiträgen auf die Beschäftigung ist dabei im Wesentlichen dieselbe wie im kompetitiven Standardmodell: Die Löhne der Arbeiter sinken in dem Umfang, wie die Beiträge diese zu kompensieren vermögen. Tun sie dies vollumfänglich, wird die Beschäftigung konstant bleiben. Realistischerweise stiften die Pensionskassenbeiträge jedoch einen geringeren Nutzen als das Lohneinkommen, was sich negativ auf die Beschäftigung auswirkt.

Obschon die Theorie intuitiv einleuchtend erscheint, fiel deren empirische Evidenz zunächst durchmischt aus. Der Grund hierfür lag primär bei Problemen mit der Methodik, die entstanden, da sich kaum alle verschiedenen lohnrelevanten Stellen- und Personenmerkmale erfassen liessen. Da diese meist stark untereinander und auch mit dem Lohn korreliert sind, konnte die Wirkung der Pensionskassenbeiträge nicht isoliert betrachtet werden. Wie im nächsten Unterkapitel gezeigt wird, scheinen neuere Methoden die theoretischen Vorhersagen aber relativ gut zu bestätigen.

Ein etwas anderer Gedanke liegt den Modellen mit **kollektiven Verhandlungen** zugrunde. Im kompetitiven Standardmodell haben die einzelnen Arbeiter keinen Einfluss auf den Marktlohn und können lediglich entscheiden, ob sie zum gegebenen Lohn arbeiten wollen oder nicht. Modelle mit kollektiven Verhandlungen sehen dagegen Gewerkschaften vor, die in Verhandlungen mit Arbeitgebern eine gewisse Macht ausüben können. Mit dem Ziel den Nutzen ihrer Mitglieder zu maximieren, handeln sie Löhne und je nach Modell auch das im Markt resultierende Beschäftigungsniveau aus. Die Gewerkschaft versucht dabei für ihre Mitglieder einen höheren Nutzen zu generieren, als diese in einem kompetitiven Gleichgewicht erzielen würden, was sie über höhere (Stunden-) Löhne oder sonstige Verbesserungen der Arbeitsbedingungen erreicht. Erhöhen diese Massnahmen die Kosten der Arbeitgeber, werden sie weniger Gewerkschaftsmitglieder anstellen können, womit zwar der Nutzen der Beschäftigten steigt, deren Zahl jedoch abnehmen wird. Abhängig von der Verhandlungsmacht der

²⁹ Ausführlich beschrieben ist die Theorie der kompensierenden Lohndifferentiale bei Rosen (1987). In der jüngeren Literatur finden sich einführende Texte etwa bei Borjas (2008, S. 213ff.) oder bei Beori und van Ours (2008, S. 63ff.).

Gewerkschaft bewegen sich Löhne und Beschäftigungsniveau so zwischen den Werten aus einem kompetitiven Gleichgewicht und einer Monopollösung³⁰.

Auch in Modellen mit kollektiven Verhandlungen werden Sozialversicherungsbeiträge oft analog zum Standardmodell als Steuer mit Nutzenkomponente behandelt (vgl. z.B. Summers, Gruber & Vergara, 1993, Ooghe, Schokkaert & Flechet, 2003 oder Garcia & Sala, 2008). In welchem Masse die Gegenleistung als Einkommensersatz wahrgenommen wird, zu tieferen Löhnen und damit einer unveränderten Beschäftigung führt, hängt nun jedoch stark vom Organisationsgrad der Gewerkschaften ab. Eine kleine Gewerkschaft, welche wenig Verhandlungsmacht besitzt, kann die Löhne ihrer Mitglieder nur geringfügig beeinflussen, während eine branchenweite Gewerkschaft, die über ein Quasimonopol verfügt, die höchsten Löhne verlangen kann. Ist eine Gewerkschaft jedoch noch grösser oder führen mehrere Gewerkschaften gemeinsam eine Verhandlung, beginnen sie vermehrt die Auswirkungen ihrer Handlungen auf die gesamte Volkswirtschaft zu berücksichtigen. Im Extremfall wird ihre Nutzenfunktion die Gesamtwohlfahrt der Volkswirtschaft abbilden, womit sie ein optimales Mass an Sozialversicherungsbeiträgen wählen wird. Die Gewerkschaft passt dann ihre Lohnvorstellungen in vollem Umfang an die Gegenleistungen an, wodurch das Beschäftigungsniveau stabil bleibt.

Anders als im kompetitiven Standardmodell müssen die Pensionskassenbeiträge aus Sicht des einzelnen Individuums also nicht unbedingt ein perfektes Substitut zum Lohneinkommen darstellen um keinen Beschäftigungseffekt zu haben. Es genügt, wenn sie vom Kollektiv als solches wahrgenommen werden, damit die Gewerkschaft ihre Lohnforderungen entsprechend anpasst. So können sich beispielsweise unterschiedliche Lebenserwartungen von Mitgliedern wieder ausgleichen. Auch ist es gut möglich, dass Gewerkschaften über Informationsvorteile verfügen und unvollständig informierte Mitglieder vor Fehlverhalten schützen. Die Modelle mit kollektiven Verhandlungen sagen damit einen positiven oder teilweise auch U-förmigen Zusammenhang (z.B. jenes von Alesina & Perotti, 1997) zwischen dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad und der Überwälzung der Pensionskassenbeiträge auf die Löhne der Arbeitnehmer vorher. Dadurch liefern sie einen dritten Erklärungsansatz für das Ausbleiben von Beschäftigungseffekten bei erhöhten Sozialversicherungsbeiträgen.

³⁰ Aktuelle Einführungen zur Ökonomie von Gewerkschaften und Modellen mit kollektiven Verhandlungen finden sich wiederum bei Borjas (2008, S. 421ff.) und Boeri und van Ours (2008, S. 56ff.).

In einer viel beachteten Arbeit vergleicht Pissarides (1998) den Einfluss einer Einkommenssteuersenkung auf das Niveau der Arbeitslosigkeit in Simulationen von vier verschiedenen Arbeitsmarktmodellen. Von den hier bereits behandelten Modellen betrachtet er das kompetitive Standardmodell (S. 159ff.) und dasjenige mit kollektiven Verhandlungen (S. 162ff.). Daneben untersucht er ein **Effizienzlohnmodell** (S. 171ff.), in dem die Arbeitgeber einen Aufpreis bezahlen, der die Effizienz des Faktors Arbeit erhöht. Dort senken die zusätzlichen Lohnkosten zwar das Beschäftigungsniveau, steigern aber je nach Modellinterpretation die Leistungsbereitschaft der Arbeiter, mindern deren Anreiz zu bummeln oder ziehen produktivere Arbeiter an. Auch im vierten Modell, einem **Suchmodell** (S. 166ff.), herrscht Arbeitslosigkeit, da die Löhne der Arbeitnehmer im Gleichgewicht den Wert ihrer Arbeitsleistung übersteigen. Die Ursache liegt hier jedoch in der Heterogenität der Stellensuchenden und der offenen Stellen, die sich in einem zeitintensiven und kostspieligen Prozess finden müssen. Diese zusätzlichen Transaktionskosten erhöhen den relativen Wert der besetzten Stellen und damit auch deren Bezahlung.

Ausser im Effizienzlohnmodell findet Pissarides selbst für beträchtliche Steuererhöhungen nur geringe Beschäftigungswirkungen, sofern er die Arbeitslosenentschädigung als fixen Prozentsatz des letzten Lohnes definiert, wie dies etwa in der Schweiz der Fall ist. Steigt beispielsweise ein proportionaler Steuersatz von 20% auf 40% bleibt die Beschäftigung im Suchmodell und jenem mit kollektiven Verhandlungen unverändert, im kompetitiven Modell sinkt sie um etwa 0.2%, während sie im Effizienzlohnmodell um ca. 1.6% abnimmt. Keinen Einfluss hat in den letzten beiden Modellen hingegen eine Veränderung in der Struktur der Steuer. Im Suchmodell und besonders in jenem mit kollektiven Verhandlungen kann jedoch ein aufkommensneutraler Wechsel der Steuerstruktur durchaus einen Beschäftigungseffekt haben. Als Beispiel erhöht eine Umstellung von einer proportionalen zu einer progressiven Steuer, bei der ein Steuerfreibetrag gewährt, gleichzeitig jedoch der proportionale Steuersatz um 20% angehoben wird, die Beschäftigung im Suchmodell um 0.4% und im Modell mit kollektiven Verhandlungen um 0.8%. Die Resultate von Pissarides zeigen damit einerseits wie gering die modelltheoretischen Beschäftigungswirkungen (auch ohne Einkommensersatz-Charakter) tatsächlich sind und weisen andererseits auf die mögliche Bedeutung der Steuerstruktur hin, in der dem Koordinationsabzug (bei unveränderten Beitragszahlungen) gar eine positive Beschäftigungswirkung zukommen kann.

Die **weiteren hier vorgestellten Modelle** stützen damit die Erkenntnisse aus dem kompetitiven Standardmodell und zeigen, wie diese auch unter abweichenden Annahmen gewonnen

werden können. Zudem beschreiben die Modelle mit kollektiven Verhandlungen eine weitere Situation, in der die Altersgutschriften keine Beschäftigungseffekte haben werden. Nämlich dann, wenn die Gutschriften von den Arbeitern im Kollektiv als perfektes Substitut zum Lohneinkommen wahrgenommen werden, was zum Beispiel über sich ausgleichende Lebenserwartungen oder eine verbesserte Information der Mitglieder plausibilisiert werden kann. Daneben zeigt Pissarides (1998), dass die modelltheoretischen Beschäftigungswirkungen auch bei hohem Steuercharakter der Gutschriften im Allgemeinen relativ bescheiden ausfallen werden.

3.2 Bisherige empirische Evidenz

Kurz nach der Einführung des BVG wurde die Beschäftigungswirkung der Altersstaffelung zum ersten und bisher einzigen Mal untersucht. Die Studie von **Schaetti, Dürrenberger und Sheldon (1990)** vergleicht die Vermittlungschancen von Stellensuchenden in den fünf Alterskategorien mit unterschiedlichem Mindestgutschriftensatz im Jahr vor sowie in den drei Jahren nach Inkrafttreten des BVG anhand eines Verweildauermodells (S. 16ff.). Wie sie mit Hilfe der sich dazumal noch im Aufbau befindlichen AVAM-Datenbank zeigen, haben sich in diesem Zeitraum die relativen Vermittlungschancen von Personen der höheren Alterskategorien (mit Altersgutschriftensätzen von 10%, 15% und 18%) gegenüber jenen der tieferen (mit Altersgutschriftensätzen von 0% und 7%) sogar leicht verbessert. Ihre Resultate sprechen damit klar gegen einen negativen Beschäftigungseffekt der Altersstaffelung³¹.

Die Autoren verfügten jedoch bloss über Daten aus fünf Kantonen, in welchen das AVAM getestet wurde, und konnten nicht um Konjunkturreffekte korrigieren³². Auch war die Wirkung der Altersstaffelung womöglich noch nicht voll ausgeprägt, da der betrachtete Zeitraum nur gerade die Umstellungsjahre nach der Einführung des BVG umfasste. Ein definitives Urteil über die untersuchten Beschäftigungseffekte wollten und konnten die Autoren dazumal des-

³¹ In zwei thematisch verwandten Auswertungen haben die Autoren, diesmal anhand von AHV-Daten, zudem weder eine negative Wirkung des BVG auf die Arbeitsplatzsicherheit noch auf das Arbeitslosigkeitsrisiko von älteren Arbeitnehmern gefunden (S. 26ff.).

³² Aus wie vielen Beobachtungen ihr Datensatz bestand ist nicht dokumentiert. In den Jahren 1984 und 1986 bis 1988 waren an den Jahresenden schweizweit zusammengerechnet etwa 97'000 Arbeitslose registriert (Degen, 2009). Die von den Autoren berücksichtigten Kantone Basel-Stadt, Basel-Landschaft, Aargau, Bern und Solothurn haben im Jahr 1988 rund 30% der Schweizer Bevölkerung beheimatet (BFS, 2009a). Somit dürfte der von Schaetti, Dürrenberger und Sheldon verwendete Datensatz rund 30'000 Arbeitslose gezählt haben.

halb nicht geben. Heute umfasst das AVAM alle Kantone, ungleich viel mehr Beobachtungen und eine Vielzahl zusätzlicher Kontrollvariablen. Zusammen mit neueren mathematischen Methoden und den Fortschritten in der Informationstechnologie sind die Voraussetzungen zur Klärung der fraglichen Beschäftigungswirkungen heute gegeben.

In einer neueren Studie simulieren **Jaag, Keuschnigg und Keuschnigg (2008)** in einem dynamischen allgemeinen Gleichgewichtsmodell die Auswirkungen der Alterung der Schweizer Bevölkerung auf verschiedene wirtschaftliche Bereiche. Darin untersuchen sie unter anderem eine Neugestaltung der Altersgutschriften des BVG. Sie zeigen, dass selbst eine Umstellung auf altersunabhängige Beitragssätze die Beschäftigungschancen älterer Stellensuchender kaum beeinflussen würde. Da “die Beiträge zum kapitalgedeckten System” in ihrem Modell per Annahme “fast keinen Steuercharakter haben” (S. 61), erstaunt dies jedoch nicht. Auch sie weisen darauf hin, dass die Beschäftigungswirkung der Altersstaffelung empirisch unklar ist (S. 60).

Während die Wirkung von Pensionskassenbeiträgen auf den Schweizer Arbeitsmarkt also noch kaum untersucht ist, wurden im **Ausland** diesbezüglich schon zahlreiche Studien durchgeführt. Eine gute Übersicht zu frühen Arbeiten findet sich bei Gunderson, Hyatt und Pesando (1992). Die Evidenz bezüglich der Beschäftigungswirkung der Beiträge ist in den zwölf von ihnen vorgestellten Studien indes sehr uneinheitlich. Eine starke Überwälzung von Pensionskassenbeiträgen auf die Löhne der Arbeitnehmer wurde in vier Studien (Smith, 1981, Clark & McDermed, 1986, Moore, 1987 sowie Montgomery, Shaw & Benedict, 1992), eine schwache in deren drei gefunden (Ehrenberg, 1980, Schiller & Weiss, 1980 sowie Bulow & Landsman, 1985). Keine Indizien für eine Überwälzung lieferten zwei (Smith & Ehrenberg, 1983 sowie Mitchell & Pozzebon, 1986) und gar einen positiven Zusammenhang zwischen Löhnen und Pensionskassenbeiträgen fanden drei Studien (Gustman & Steinmeier, 1987, Dorsey, 1987 sowie Even & Macpherson, 1990).

Die durchmischten Resultate sind wie erwähnt wohl primär eine Folge von Messproblemen. In den meisten der aufgeführten Studien werden die Löhne direkt in Abhängigkeit der Pensionskassenbeiträge resp. der aus diesen bezahlten späteren Renten modelliert. Da eine besser bezahlte Stelle oft auch mit grosszügigeren Pensionskassenleistungen einhergeht, kann der Eindruck entstehen, dass die Pensionskassenbeiträge den Lohn positiv beeinflussen. Bei direkten Lohnschätzungen ist es deshalb besonders wichtig um möglichst viele lohnrelevante Stellenmerkmale zu kontrollieren, damit ein Vergleich zwischen Stellen, die bis auf unter-

schiedliche Pensionskassenbeiträge identisch sind, möglich wird. Gunderson, Hyatt und Pesando (1992) selbst konstruieren einen Datensatz, der Angaben zu Löhnen und Vorsorgeplänen, welche in kollektiven Verhandlungen zwischen Arbeitgebern und Arbeitnehmern in der kanadischen Provinz Ontario im Jahr 1984 ausgehandelt wurden, enthält. In separaten OLS-Schätzungen finden sie klar negative Zusammenhänge zwischen dem Lohn und (1) der im Rentenalter zu erwartenden Einkommensersatzrate sowie (2) den aktuellen Sparbeiträgen. Keinen Einfluss auf den Lohn scheinen hingegen Optionen zur Früh- oder Spätpensionierung zu haben.

Anstatt Pensionskassenbeiträge gesondert zu betrachten, wird in der Literatur zuweilen auch die gemeinsame Wirkung verschiedener **Sozialversicherungen** untersucht. Gruber (1997) etwa nutzt in seiner Studie einen starken Rückgang in den Sozialversicherungsbeiträgen chilenischer Unternehmen, wie er dort im Zuge der Privatisierung des Sozialversicherungssystems 1981 zu verzeichnen war. Auf Firmenniveau schätzt er zunächst mit OLS und dann mit Instrumentvariablen sowohl die Veränderung der Löhne als auch jene der Beschäftigung in Abhängigkeit der Änderung in den (instrumentierten) Sozialversicherungsbeiträgen. In allen untersuchten Modellspezifikationen findet er eine vollständige Überwälzung der Beiträge auf die Löhne und damit übereinstimmend keine gesicherte Wirkung der Beiträge auf die Beschäftigung. Zu ähnlichen Resultaten gelangen Bauer und Riphahn (2002) in ihrer Studie über den Einfluss der Sozialversicherungskosten auf die Arbeitslosigkeit in Deutschland. Mit Branchendaten aus den Jahren 1977 bis 1994 simulieren sie die Wirkung steigender Sozialversicherungsbeiträge in fünf dynamischen interdependenten Faktornachfragefunktionen und finden jeweils nur minimale Veränderungen im Niveau der Arbeitslosigkeit. Um die Lohnwirkungen von Sozialversicherungsbeiträgen zu untersuchen, verwenden Ooghe, Schokkaert und Flechet (2003) ein Panel mit Branchendaten zu sechs europäischen Ländern über vier Jahre aus der Zeit zwischen 1978 und 1988. In verschiedenen Modellspezifikationen zeigen sie mit Fixed- und Random-Effects-Schätzungen, dass die Arbeitgeber durchschnittlich mehr als die Hälfte ihrer Beiträge auf die Löhne der Arbeiter überwälzen, und dass die Traglast bei freiwillig über das gesetzliche Minimum hinausgehenden Beiträgen nochmals stärker bei den Arbeitnehmern liegt.

Aufschlussreich kann auch die Betrachtung der Beschäftigungswirkung anderer Lohnnebenkosten sein. Gruber (2000) gibt einen Überblick der empirischen Resultate zu **Krankenversicherungsprämien**, die – wie in den USA gebräuchlich – vom Arbeitgeber mitfinanziert wer-

den (S. 689ff.). Die Ergebnisse der 16 von ihm vorgestellten Studien zeigen relativ eindeutig, dass die gesamte Traglast der Arbeitgeberbeiträge auf die Arbeitnehmer überwältigt wird (S. 694). Zum selben Ergebnis gelangen Komamura und Yamada (2004) in ihrer Untersuchung für den japanischen Arbeitsmarkt. Dabei wenden sie ein Fixed-Effects-Modell auf einen Paneldatensatz zu Krankenversicherungsunternehmen an, der neben den als abhängige Variable dienenden mittleren Löhnen auch die durchschnittlichen Arbeitgeberbeiträge und sonstige Daten zu deren Versicherten für die Jahre 1995 bis 2001 enthält. Für die USA berechnet Olsson (2002) aus den Daten des "Current Population Survey" [CPS] der Jahre 1990 bis 1993, dass vollzeitbeschäftigte verheiratete Frauen im Durchschnitt einen um 20% tieferen Lohn in Kauf nehmen, wenn sie im Gegenzug dafür durch den Arbeitgeber krankenversichert sind. Hierbei instrumentiert er die Variable, welche besagt, ob die Arbeitnehmerin durch ihren Arbeitgeber krankenversichert ist, mit der Anzahl Mitarbeiter beim Arbeitgeber ihres Ehemannes sowie dessen Gewerkschaftszugehörigkeit, die beide einen negativen Einfluss auf die instrumentierte Variable haben. Gruber und Hanratty (1995) stellen in ihrer Studie über die Beschäftigungswirkung der Einführung einer staatlich subventionierten und von den Provinzen autonom ab dem Jahr 1968 umgesetzten Krankenversicherung in Kanada fest, dass diese die Beschäftigung sogar gefördert hat. Hierzu verwenden sie ein Makropanel über die Jahre 1961 bis 1975 mit monatlichen Lohn- und Beschäftigungsdaten aus acht Wirtschaftszweigen für die zehn kanadischen Provinzen. Die Autoren zeigen in verschiedenen OLS-Schätzungen, dass nach der Einführung der staatlichen Krankenversicherung im Mittel neben der Beschäftigung auch das Lohnniveau höher lag, was sie mit einer verbesserten Gesundheit und einer erhöhten Mobilität der Arbeiter begründen.

Wie Gruber und Krueger (1991) mit zwei verschiedenen Datensätzen für die USA demonstrieren, werden auch die Kosten von **Berufsunfallversicherungen** fast vollumfänglich auf die Löhne der Arbeitnehmer überwältigt. Ihr erster Datensatz basiert auf den CPS aus fünf Jahren zwischen 1979 und 1988 und umfasst Personen in fünf verschiedenen Berufsgruppen, für welche sie unterteilt nach Bundesstaat die mittleren Kosten der Versicherung abschätzen können. Der zweite Datensatz enthält für die Jahre 1979 und 1988, wiederum unterteilt nach Bundesstaaten, die durchschnittlichen Löhne und Beschäftigtenzahlen in unterschiedlichen Berufsgruppen, was es den Autoren erlaubt, auch die Wirkung der mittleren Versicherungskosten auf die Beschäftigung zu schätzen. Im ersten Datensatz finden Gruber und Krueger per OLS und im zweiten per "Weighted Least Squares" [WLS] eine hohe Überwälzung der Kos-

ten auf die Löhne der Arbeitnehmer und stellen im zweiten entsprechend eine geringe, statistisch nicht gesicherte Wirkung auf die Beschäftigung fest.

Der individuelle monetäre Nutzen von Kranken- oder Unfallversicherungen ist im Voraus eher schwieriger abzuschätzen als jener von Pensionskassenbeiträgen, wird dafür insbesondere für jüngere Arbeitnehmer greifbarer sein. Tendenziell werden damit die Pensionskassenbeiträge den höheren Einkommensersatzanteil aufweisen. Fundamentale Unterschiede in der Verteilung der Traglast der Beiträge sind deswegen jedoch kaum zu erwarten. Insgesamt sprechen die Resultate der vorgestellten Studien also für einen relativ hohen Grad der Überwälzung der Arbeitgeberbeiträge auf die Arbeitnehmer.

3.3 Die potentiellen Beschäftigungseffekte der Altersgutschriften

Auf den Erkenntnissen der letzten Abschnitte aufbauend, wird hier noch etwas eingehender untersucht, wie die potentiellen Beschäftigungseffekte der Altersstaffelung der Gutschriftensätze des BVG aussehen müssten. Es gilt aufzuzeigen, was mit den im nächsten Kapitel vorgestellten Methoden überhaupt gesucht werden soll, damit schliesslich ein Vergleich der theoretisch zu erwartenden Effekte mit den empirisch gemessenen erfolgen kann.

Die vorangegangenen Betrachtungen haben gezeigt, dass es gute Gründe gibt, weshalb die Traglast der Gutschriften womöglich vollumfänglich bei den Arbeitnehmern liegen wird und ein Beschäftigungseffekt gänzlich entfallen könnte. Um zu sehen, wie die Beschäftigungswirkungen der Altersgutschriften aussehen könnten, wird hier jedoch zunächst davon ausgegangen, dass den Arbeitgebern zumindest ein Teil der Traglast zufällt. In diesem Fall entscheiden die mittleren Altersgutschriftensätze wie viel teurer ein älterer Stellensuchender für die Arbeitgeber im Durchschnitt gegenüber einem jüngeren sein wird. Je stärker dabei die Gutschriften an einem bestimmten Altersjahr im Mittel ansteigen, desto schwieriger wird es für einen Stellensuchenden, der diese Altersgrenze überschreitet, im Erwartungswert eine Anstellung zu finden. Die dunkelblauen Balken in Abbildung 2-2 stehen damit sinnbildlich für die **Stärke der zu erwartenden Beschäftigungseffekte**: Je höher der Balken eines bestimmten Altersjahres, desto höher der mittlere Anstieg der Gutschriftensätze und desto ausgeprägter die potentielle Verschlechterung der Beschäftigungschancen bei Erreichen dieses Alters. An der Schwelle beim 25. Altersjahr müsste demnach klar die stärkste negative Wirkung gemessen werden, da die mittleren Altersgutschriften dort um über 7% und damit mehr als doppelt so stark ansteigen, wie beim 45. Altersjahr, bei dem sie mit knapp 3% am zweitstärksten zunehmen. Auch die drittstärksten Erhöhungen von je knapp 2% beim 22., 35. und 55. Alters-

jahr dürften sich noch in den Daten niederschlagen. Angesichts des geringen Anstiegs der mittleren Gutschriften an den restlichen Altersjahren, sind dort kaum mehr Beschäftigungswirkungen zu erwarten.

Bei einem direkten **Vergleich der potentiellen Effekte** an den fünf genannten Schwellen, ist nicht unbedingt davon auszugehen, dass die Beschäftigungschancen jeweils proportional mit der Erhöhung der Gutschriftensätze zurückgehen werden. So ist es zwar durchaus möglich, dass die Beschäftigungschancen beim 25. Altersjahr etwas mehr als doppelt so stark abnehmen werden wie beim 45. Altersjahr, dies muss jedoch nicht zwingend der Fall sein. Der Effekt könnte beispielsweise auch vom Niveau der Chancen abhängig oder bereits bei kleineren Anstiegen im durchschnittlichen Gutschriftensatz relativ stark ausgeprägt sein, dann aber nur noch langsam weiter zunehmen. Sicher ist indes, dass die Beschäftigungseffekte nicht positiv sein sollten und bei einem grösseren Anstieg der mittleren Altersgutschriften nicht schwächer werden dürften.

Bisher vernachlässigt wurde, dass sich die Mindestgutschriftensätze am koordinierten Lohn bemessen, für die Arbeitgeber aber der **Anteil der Beiträge am gesamten Einkommen** entscheidend ist. Eine isolierte Betrachtung der Mindestgutschriftensätze kann fälschlicherweise suggerieren, dass deren Anteil am Einkommen innerhalb der gesetzlichen Alterskategorien identisch und unabhängig von diesem ist. Aufgrund der Eintrittsschwelle, des Koordinationsabzuges und des maximal rentenbildenden Einkommens ist dies (zumindest im BVG-Minimum) jedoch nicht der Fall. Stattdessen verändert sich der Anteil der Gutschriften am Einkommen mit dessen Höhe, so wie dies die blauen Kurven in Abbildung 3-3 zeigen.

Der Verlauf der Anteile ist für die vier Mindestgutschriftensätze jeweils identisch: An der Eintrittsschwelle steigen diese sprunghaft an, da ab dort die Differenz zwischen Koordinationsabzug und Eintrittsschwelle (CHF 3'480.-) als minimale Bemessungsgrundlage dient. Danach gehen die Anteile zunächst etwas zurück, bis das Einkommen abzüglich des Koordinationsabzuges grösser ist als die besagte Differenz (ab CHF 27'840.-). Von da an steigen die Anteile stetig mit dem koordinierten Lohn an, bis das maximal rentenbildende Einkommen (von CHF 83'520.-) erreicht ist. Ab hier bleibt die Bemessungsgrundlage konstant, weswegen die Anteile schliesslich wieder zurückgehen. Im Obligatorium werden die fraglichen Beschäftigungseffekte deshalb erst für Einkommen ab der Eintrittsschwelle feststellbar sein, am stärksten auf Gehälter im Bereich des maximal rentenbildenden Lohnes wirken und jenseits dieser Grenze wieder abnehmen.

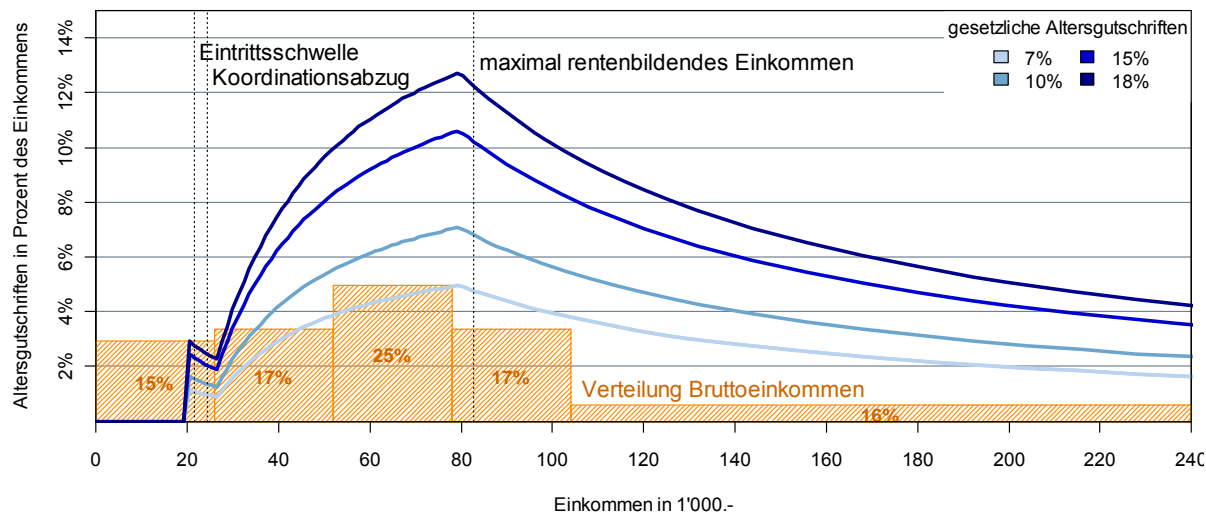


Abbildung 3-3: Die gesetzlichen Altersgutschriften in Prozent des Einkommens und die Verteilung der Bruttoerwerbseinkommen

Die orangefarbenen Balken in Abbildung 3-3 zeigen die Verteilung der Bruttoerwerbseinkommen im Jahr 2009 (BfS, 2011). Die Flächen sind dabei proportional zur Anzahl Personen innerhalb der durch die Balken abgedeckten Einkommensbereiche. So ist beispielsweise die Fläche des Balkens, welcher die 25% der Erwerbstätigen repräsentiert, die zwischen CHF 52'000.- und CHF 78'000.- verdienen, um 25/16 grösser als jene des Balkens, der für die 16% der zwischen CHF 104'000.- und CHF 240'000.- Verdienenden steht³³. Wie bereits in Abschnitt 2.2 erwähnt wurde, ist zu sehen, dass rund 30% der Löhne das maximal rentenbildende Einkommen übersteigen und weniger als 15% die Eintrittsschwelle nicht erreichen. Da die Lohndaten von knapp 10% der Erwerbstätigen fehlen, liegen von den beobachteten Löhnen gut die Hälfte zwischen diesen beiden Werten.

Dass der Anteil der Gutschriften am Einkommen nicht konstant ist, bedeutet auch, dass er sich mit dem Alter der Versicherten nicht zwingend erhöhen muss. Dies gilt jeweils nur für identische Einkommen jenseits der Eintrittsschwelle. So wird beispielsweise der Lohn eines 40-jährigen, der CHF 40'000.- verdient, weniger stark belastet (ca. 4%) als der eines 30-jährigen, der das doppelte Einkommen erhält (ca. 5%). Die Löhne, welche verschiedenen Stellenbewerbern offeriert werden, dürften tendenziell aber nicht derart unterschiedlich ausfallen. Steigt der Gutschriftensatz mit dem Alter eines Bewerbers an, so gilt dies üblicherwei-

³³ In Wirklichkeit ist die obere Einkommensgrenze der 16% der Erwerbstätigen, die mehr als CHF 104'000.- verdienen, nicht bekannt. Da die Abszisse der Grafik bei CHF 240'000.- endet, wurde die obere Grenze willkürlich dort angesetzt und die Fläche des Balkens dementsprechend gewählt.

se auch für den Anteil der Gutschriften an dessen Lohn, was unter sonst gleichen Bedingungen die Anstellungschancen älterer Bewerber senkt. Nicht selten dürften die Lohnangebote an die einzelnen Interessenten jedoch kleinere Anpassungen erfahren – so womöglich um Differenzen in den Lohnnebenkosten zu kompensieren, was die Wirkung höherer Gutschriftensätze auf die Anstellungschancen älterer Bewerber wiederum dämpfen oder gar aufheben könnte.

Wie die Abbildung zeigt, sind die Gutschriftensätze gemessen am gesamten Einkommen insbesondere für tiefe und hohe Löhne deutlich geringer, als die im Gesetz definierten Prozentsätze vermuten lassen. Dasselbe gilt für die Abstände zwischen den einzelnen Gutschriftensätzen. Wird das gesamte Einkommen als Basis verwendet, beträgt der höchste Gutschriftensatz maximal etwas weniger als 13% (statt 18%) und der grösste Anstieg eines Satzes fällt knapp unter 5% (statt 7%) aus. Die ungünstigste aller möglichen Konstellationen entsteht, wenn sich ein über 55-jähriger und ein unter 25-jähriger für eine Stelle, die einen Lohn in der Höhe des maximal rentenbildenden Einkommens (CHF 83'520.-) verspricht, bewerben. Nach Gesetz muss der Pensionskasse des Älteren in diesem Fall gut CHF 10'650.- (ca. 13%) mehr gutgeschrieben werden³⁴. Eine derartige Konstellation dürfte jedoch äusserst selten sein. Da bei Stellenbewerbern oft gewisse Persönlichkeitsmerkmale gefordert werden, die untrennbar mit dem Alter verbunden sind (wie z.B. Berufserfahrung oder persönliche Reife), werden diese häufig bloss eine oder maximal zwei Altersstufen auseinander liegen. Im ersten Fall beträgt die Differenz in den Altersgutschriften dann maximal noch etwa CHF 4'000.- (ca. 5%), im zweiten CHF 5'500.- (ca. 7%). Anders als eine isolierte Betrachtung der Gutschriftensätze des BVG vermuten lässt, wird die Stärke der potentiellen Beschäftigungseffekte also nicht nur zwischen den einzelnen Altersschwellen sondern auch mit dem Einkommen variieren und letztlich deutlich geringer sein, als dies die Unterschiede in den gesetzlichen Prozentsätzen suggerieren.

Eine andere Überlegung zeigt, dass die zu erwartenden Effekte auch davon abhängig sind, wie stark die Arbeitgeber zukünftige Kosten in ihren Überlegungen berücksichtigen. Ist der für die Berechnung der Lohnkosten eines Stellensuchenden verwendete Zeithorizont nämlich lang genug, fliessen darin neben dem aktuell zu entrichtenden Altergutschriftensatz womöglich auch weitere mit ein, wodurch bevorstehende **Kostensteigerungen durch die Arbeitge-**

³⁴ Der im Obligatorium maximal gutzuschreibende Betrag liegt momentan bei CHF 10'649.-, was 18% (Gutschriftensatz der höchsten Alterstufe) von CHF 59'160.- (maximal obligatorisch zu versichernder Lohn von CHF 83'520.- minus Koordinationsabzug von CHF 24'360.-) entspricht.

ber antizipiert werden. Wie sich an einem einfachen Barwertmodell zeigen lässt, könnten die beschriebenen Effekte deshalb schon vor Erreichen der fraglichen Altersschwellen auftreten. Unter Annahme eines konstanten (und damit vom Alter sowie der Anstellungsdauer unabhängigen) Lohnes w und einer fixen Diskontierungsrate r , lässt sich der Barwert der Kosten c eines im Alter a_0 über einen Zeithorizont von h angestellten Arbeiters als

$$c = \sum_{t=0}^{h-1} \frac{(1 + b_{a_0+t})w}{(1+r)^t} \quad (3.4)$$

schreiben. Die Altersgutschriften b_a fließen in der gewählten Formulierung vollumfänglich in die erwarteten Kosten ein und passen sich jeweils dem im Zeitpunkt t aktuellen Alter des Angestellten an. Um die über unterschiedliche Betrachtungshorizonte h anfallenden Kosten vergleichbar zu machen, werden diese über

$$c^* = \frac{c}{c^{\min}} = \frac{\sum_{t=0}^{h-1} (1 + b_{a_0+t})w(1+r)^{-t}}{\sum_{t=0}^{h-1} w(1+r)^{-t}} = 1 + \frac{\sum_{t=0}^{h-1} b_{a_0+t}(1+r)^{-t}}{\sum_{t=0}^{h-1} (1+r)^{-t}} \quad (3.5)$$

an ihrem jeweiligen Minimum c^{\min} gemessen, das erreicht würde, wenn keine Altersgutschriften geleistet werden müssten³⁵. Während der Lohn w für die absolute Höhe des Barwertes c noch entscheidend war, entfällt er nun bei der Bestimmung der relativen Höhe der Kosten c^* , was aufgrund der Koordination des Lohnes in der Realität nicht der Fall sein wird. Anschaulich zeigt das Modell dagegen andere intuitiv zu erwartende Zusammenhänge, wie die gegenläufige Wirkung der Variablen h und r . So führt eine Erhöhung der ersten (für $b_a > 0$) gleich wie eine Senkung der zweiten zu einem Anstieg von c^* . Dasselbe gilt für höhere Werte von b_a . Nimmt dieses hingegen den Wert Null an, sind Zähler und Nenner identisch, womit c^* auf ein Minimum von 1 fällt.

³⁵ Zum Teil ist es nicht möglich einen Arbeiter über den gesamten betrachteten Zeithorizont anzustellen, da dieser für $t > 65 - a_0$ das Rentenalter erreicht. Um die Kosten in solchen Fällen dennoch berechnen zu können, wird im Folgenden davon ausgegangen, dass die Arbeitgeber die in Rente gehenden Arbeiter jeweils mit neuen ersetzen, die ebenfalls ein Eintrittsalter von a_0 aufweisen. Dadurch werden die auf a_0 folgenden, tendenziell tieferen Altersgutschriften teilweise leicht übergewichtet, was jedoch zu keinen grösseren Verzerrungen führt. Der womöglich etwas naheliegendere Vergleich der über die (nach Einstiegsalter) unterschiedlichen maximalen Anstellungsdauern gemittelten Barwerte, wäre dagegen aufgrund der abweichenden Diskontierungszeiträume nicht sinnvoll.

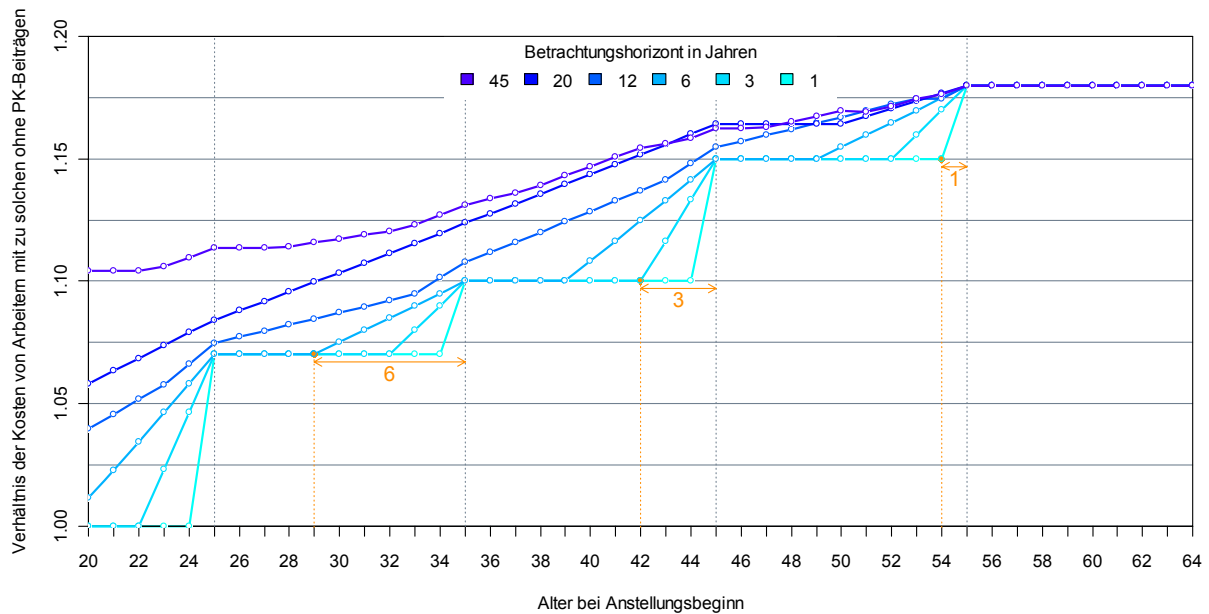


Abbildung 3-4: Das Verhältnis der Barwerte der Kosten von Arbeitern mit zu solchen ohne PK-Beiträgen nach Anstellungsbeginn und Beschäftigungshorizont

Besonders aufschlussreich ist jedoch die graphische Interpretation des Zusammenhangs, wie sie in Abbildung 3-4 zu sehen ist. Dort ist c^* für alle möglichen Einstiegsalter a_0 zwischen 20 und 64 Jahren über sechs unterschiedliche Betrachtungshorizonte h abgetragen. Die Diskont-rate r wurde darin auf 1% gesetzt und die Gutschriften b_a auf das BVG-Minimum. Über die vertikalen gestrichelten Linien sind deren gesetzliche Altersschwellen abgetragen. Wie die orangefarbenen Linien andeuten, erhöhen sich die relativen Kosten eines Bewerbers mit gegebenem Alter a_0 , sobald dessen Altersgutschriften über einen gewählten Anstellungshorizont nicht konstant sind. Beispielsweise wird der Altersgutschriftensatz bei einem 42-jährigen Bewerber im aktuellen sowie über die nächsten beiden Jahre ($h \leq 3$) unverändert bei 10% liegen, womit c^* innerhalb dieses Betrachtungszeitraums stets 110% beträgt. Bei einem Horizont von sechs Jahren ($h = 6$) hingegen steigen die Gutschriften in der zweiten Hälfte auf 15%, womit c^* neu 112.5% beträgt.

Insgesamt werden die relativen Kosten eines Bewerbers umso höher ausfallen, je mehr Altersschwellen er innerhalb eines Horizonts überschreitet und je länger die höheren Gutschriftensätze darin gelten. Dies hat zur Folge, dass während der Verlauf von c^* bei $h = 1$ noch exakt die gesetzliche Altersstaffelung widerspiegelt, die Kostenunterschiede mit zunehmendem Betrachtungshorizont deutlich abnehmen. Ab $h \geq 10$ steigt c^* stetig mit dem Alter der Bewerber an und weist keine größeren Sprünge mehr auf. Je vorausschauender die Unternehmen also agieren desto geringer werden die einzelnen Altersschwellen und deren potentielle Be-

schäftigungseffekte ausfallen. Für mittlere Betrachtungshorizonte von unter zehn Jahren werden die Effekte dafür jeweils bereits h Jahre vor den eigentlichen Schwellen einsetzen und entweder über h Jahre kleinere Sprünge in den Beschäftigungschancen verursachen oder die Abhängigkeit der Beschäftigungschancen vom Alter über h Jahre negativ beeinflussen. Noch längere Betrachtungshorizonte lassen überhaupt nur noch graduelle Veränderungen erwarten.

Ein weiterer Aspekt, der bisher nicht behandelt wurde und mildernd auf die möglichen Beschäftigungseffekte wirken könnte, sind die “Zuschüsse bei ungünstiger Altersstruktur” des sogenannten **Sicherheitsfonds**. Dieser wird von den angeschlossenen Pensionskassen gemeinsam finanziert (Art. 59 Abs. 1 BVG) und erbringt neben den erwähnten Zuschüssen unter anderem auch Leistungen für zahlungsunfähig gewordene Vorsorgeeinrichtungen (Art. 56 Abs. 1 & 2 BVG). Eine Pensionskasse weist dann eine “ungünstige Altersstruktur” auf, wenn die von ihr vorzunehmenden obligatorischen Altersgutschriften mehr als 14% der koordinierten Löhne ihrer Versicherten ausmachen (Art. 58 Abs. 1 BVG). Für den Teil, der über dieser Grenze liegt, kommt der Sicherheitsfonds auf. Ob und inwieweit die begünstigten Vorsorgeeinrichtungen die Zuschüsse in Form von niedrigeren Prämien an ihre betroffenen Kunden weitergeben, ist unklar. Je mehr sie dies tun, desto schwächer werden die potentiellen Beschäftigungseffekte der Altersstaffelung für das 45. und das 55. Altersjahr ausfallen. So überweist eine Firma mit “ungünstiger Altersstruktur”, deren Pensionskasse die erhaltenen Zuschüsse vollumfänglich weitergibt, lediglich 14% ihrer koordinierten Lohnsumme an die Kasse, unabhängig davon, ob sie weitere Arbeiter einstellt, die älter als 45 Jahre sind. Während sich der potentielle Effekt der erstgenannten Alterstufe dadurch etwas abschwächt (neu steigt der Gutschriftensatz von 10% auf 14%, statt wie bisher auf 15%), kann derjenige der letzteren theoretisch vollständig verschwinden (anstatt einer Erhöhung des Satzes auf 18%, gelten weiterhin 14%).

Dennoch dürften die “Zuschüsse bei ungünstiger Altersstruktur” die möglichen Beschäftigungseffekte der Altersstaffelung kaum beeinflussen. Dies aus drei Gründen: Erstens bleiben die potentiellen Effekte der ersten beiden Stufen von dieser Regelung unberührt. Zweitens ist nicht davon auszugehen, dass die Pensionskassen, welche Zuschüsse erhalten, diese auch vollumfänglich weitergeben. Und drittens kommt der Regelung kaum praktische Bedeutung zu, was ein Vergleich der vom Sicherheitsfonds im Jahre 2005 geleisteten Zuschüsse (CHF 63 Millionen) mit den im Obligatorium von den Vorsorgeeinrichtungen im selben Zeitraum getätigten Altersgutschriften (ca. CHF 30 Milliarden) zeigt (Sicherheitsfonds BVG, 2007, S. 15; BfS, 2008a, S. 24).

Wie die bisherigen Ausführungen gezeigt haben, werden die fraglichen Beschäftigungseffekte am ehesten von den Anstiegen der Altersgutschriften beim 25. Altersjahr (+7%), jenem beim 45. Altersjahr (+3%) sowie denjenigen beim 22., 35. und 55. Altersjahr (je +2%) ausgehen. Der Rückgang in den Beschäftigungschancen müsste dabei umso ausgeprägter sein, je stärker die Gutschriften an den Schwellen ansteigen. Es wurden jedoch zahlreiche gewichtige Argumente angeführt, die gegen mögliche Beschäftigungseffekte sprechen oder dafür, dass diese nur schwach ausgeprägt sein werden. So etwa der hohe Einkommensersatzcharakter der Gutschriften (der mit dem Alter der Stellensuchenden gar weiter ansteigt), der geringe Versicherungsschutz im Obligatorium zusammen mit den Wahlmöglichkeiten im Überobligatorium, unelastische Arbeitsangebots- und elastische Arbeitsnachfragefunktionen, umsichtig agierende Gewerkschaften oder auch die Feststellung, dass die Gutschriften gemessen am gesamten Einkommen deutlich geringer ausfallen, als dies die Mindestgutschriftensätze zunächst suggerieren. Ebenfalls tragen vorausschauend handelnde Unternehmen zur Abschwächung der potentiellen Effekte bei. Diese sorgen jedoch gleichzeitig dafür, dass sich der Anstieg der Gutschriftensätze womöglich schon vor den eigentlichen Altersschwellen in den Beschäftigungschancen der Stellensuchenden äussert.

Im folgenden Abschnitt werden zwei Methoden vorgestellt, mit denen sich die vermuteten Beschäftigungseffekte empirisch messen lassen. Auf die im übernächsten Abschnitt vorgestellten Daten angewendet, werden sie zeigen, ob und wie sich die Staffelung der Altersgutschriften in den Beschäftigungschancen der Stellensuchenden niederschlägt.

4 Zwei Ansätze zur Messung der Beschäftigungseffekte

Unter den Beschäftigungschancen der Stellensuchenden wird hier deren **Wahrscheinlichkeit, in einem gegebenen Zeitraum eine Stelle zu finden**, verstanden. Die Grösse aus dem vorliegenden Datensatz, welche Aufschluss über diese Chancen gibt, ist die Dauer einer Episode von Stellensuche. Um die Breite der Datenbasis möglichst gut auszunutzen, wird diese Dauer hier über einen semi-parametrischen Ansatz modelliert. Anstatt eine parametrische Form für den Zusammenhang zwischen der Suchdauer und der Wahrscheinlichkeit, eine Stelle zu finden, anzunehmen, werden die beobachteten Episoden der Stellensuche in aufeinander folgende **Verlaufsabschnitte** zerlegt, für die sich separate Beschäftigungswahrscheinlichkeiten schätzen lassen. Dies bringt den wesentlichen Vorteil, dass sich der Einfluss von Persönlichkeitsmerkmalen auf die Beschäftigungschancen über die einzelnen Verlaufsabschnitte hinweg beliebig verändern kann. Eine Fähigkeit, die sich zu Beginn der Stellensuche als günstig erweist, kann so beispielsweise nach ein paar Verlaufsabschnitten hinderlich werden, dann aber je länger desto mehr an Einfluss verlieren. Im Folgenden wird die längste noch berücksichtigte Dauer der Stellensuche eineinhalb Jahre betragen und in Verlaufsabschnitte von jeweils einem Monat unterteilt. Über alle Verlaufsmonate hinweg werden so, anstatt eines Verweildauermodells, 18 Wahrscheinlichkeitsmodelle geschätzt.

Formal werden die Beschäftigungschancen wie folgt definiert: Es bezeichnet τ_i die gemessene Dauer der Stellensuche von Person i in Monaten und t den betrachteten Verlaufsmonat. Gegeben, dass Person i im Verlaufsmonat t noch auf Stellensuche ist ($\tau_i \geq t$), kann die bedingte Wahrscheinlichkeit p_{it} , dass i in t eine Anstellung findet, als

$$p_{it} = \Pr(\tau_i = t \mid \tau_i \geq t) \quad (4.1)$$

geschrieben werden. Für die aus der beobachteten Dauer τ_i zu konstruierende Indikatorvariable y_{it} gilt

$$y_{it} = \begin{cases} 0, & \text{wenn } \tau_i > t \\ 1, & \text{wenn } \tau_i = t \end{cases}, \quad (4.2)$$

und, wenn Person i im Verlaufsmonat t bereits eine Stelle gefunden hat ($\tau_i < t$), so fällt sie aus der Betrachtung. Wird um das Alter eines Stellensuchenden a_{it} und k weitere für die gesuchte Wahrscheinlichkeit bestimmende Faktoren im Vektor x_{it} kontrolliert, lässt sich diese allgemein als

$$p_{it} = \Pr(y_{it} = 1 | a_{it}, x_{it}) = E(y_{it} | a_{it}, x_{it}) \quad (4.3)$$

schreiben. In den nachfolgenden Ausführungen werden die Bedingungsvariablen der Einfachheit halber meist unterdrückt.

In den nächsten beiden Unterkapiteln werden zwei Methoden vorgestellt, mit denen sich die **Wirkungen der Altersgutschriften** auf die soeben definierten Beschäftigungschancen messen lassen. Wie im zweiten Abschnitt gezeigt wurde, bestimmen die vier BVG-Altersstufen, trotz dem Spielraum den die Pensionskassen haben, für eine klare Mehrheit der Versicherten, wo deren Altersgutschriften ansteigen. Deswegen wird hier zunächst eine Methode präsentiert, mit der gezielt untersucht werden kann, wie sich die Abhängigkeit zwischen p_{it} und a_{it} an den BVG-Altersschwellen verhält. Mit Hilfe des so genannten **Regression-Discontinuity-Designs** wird geprüft, ob sich die fraglichen Wahrscheinlichkeiten an den gesetzlichen Altersschwellen unstetig verändern. Im zweiten Unterkapitel wird dann ein **modell-basiertes rekursives Partitionierungsverfahren** vorgestellt, mit dem der Verlauf von p_{it} über die ganze Altersdimension a_{it} hinweg nach Unregelmässigkeiten abgesucht werden kann. Mit dieser Methode lassen sich Altersschwellen direkt aus den Daten heraus bestimmen und auch vorlaufende Effekte erkennen. Für beide Verfahren wird jeweils geklärt, wie sie funktionieren, wie sie zu interpretieren sind und wo ihre Vor- und Nachteile liegen.

4.1 Regression-Discontinuity-Design

Das Regression-Discontinuity-Design [RDD] wurde im Jahre 1960 von den Psychologen Thistlethwaite und Campbell als eine Möglichkeit zur Messung von **Behandlungseffekten** in Situationen, in denen keine Experimente möglich sind, vorgeschlagen. Solche Effekte lassen sich nie direkt bestimmen, da ein Untersuchungsobjekt entweder behandelt werden kann oder nicht – das Eine also das Andere ausschliesst. In Experimenten wird dieses Problem damit umgangen, dass Probanden zufällig in eine Kontroll- und eine Behandlungsgruppe eingewiesen werden. Damit unterscheiden sich die Werte der interessierenden **Wirkungsvariablen** zwischen den Probanden der beiden Gruppen einzig aufgrund der erfolgten resp. nicht erfolgten Behandlung systematisch voneinander. Im RD-Design geschieht die Gruppeneinteilung nicht zufällig, sondern hängt von einer beobachtbaren so genannten **Zuordnungsvariablen** ab. An einem bekannten Wert der Zuordnungsvariablen, der üblicherweise als **Schwellenwert** bezeichnet wird, steigt die Wahrscheinlichkeit zur Behandlungsgruppe zu gehören sprunghaft an. Um nun den Effekt der Behandlung zu isolieren, werden die Werte der Wirkungsvariablen

von Probanden direkt vor der Schwelle mit jenen solcher gerade nach der Schwelle verglichen. Sofern die Zuordnungsvariable unabhängig vom Behandlungseffekt ist und ausgeschlossen werden kann, dass die Wirkungsvariable aus anderen Gründen am Schwellenwert einen Sprung aufweist, kommt die Situation lokal derjenigen in einem echten Experiment gleich. Ein möglicher Unterschied in der Wirkungsvariablen vor und nach der Schwelle kann dann als **kausaler Effekt** der Behandlung interpretiert werden.

Im Kontext des BVG, ist p_{it} die Wirkungsvariable und das Alter der Stellensuchenden a_{it} die Zuordnungsvariable. Als deren Schwellenwerte \bar{a}_j werden die vier Altersschwellen j der gesetzlichen Mindestgutschriften dienen. Der Behandlungseffekt Δp_{it} wird damit als die Differenz der Beschäftigungschancen von Stellensuchenden, für welche (gerade noch) der tiefere Mindestgutschriftensatz gilt, zu solchen für welche (erst kürzlich) der höhere gilt, bestimmt. Dieses Vorgehen entspricht demjenigen im so genannten **sharp RD-Design**, bei dem alle Probanden, deren Zuordnungsvariable den Schwellenwert übersteigt, mit Sicherheit der Behandlungsgruppe angehören (vgl. z.B. Trochim, 1984). Wie in Abschnitt 2.3 gezeigt wurde, dürften an den hier verwendeten Schwellenwerten jedoch “nur” jeweils etwas zwischen 62% und 76% der Probanden behandelt werden. Ein so genanntes fuzzy Design liegt dennoch nicht vor, da sich nicht feststellen lässt, welche Stellensuchenden im Einzelnen behandelt wurden. Die Resultate werden deshalb in Richtung “kein Effekt” verzerrt sein. Angesichts des starken Anstiegs der mittleren Gutschriftensätze an den vier untersuchten Schwellen sowie der Grösse des verfügbaren Datensatzes, müssten sich die Beschäftigungseffekte, sofern es sie gibt, trotzdem deutlich in den Schätzergebnissen niederschlagen.

In Abbildung 4-1 ist anhand eines linearen Modells graphisch veranschaulicht, wie die Idee des **RD-Designs in Regressionsmodellen** umgesetzt werden kann. Auf der Ordinate ist die Wirkungs- p_{it} und auf der Abszisse die Zuordnungsvariable a_{it} abgetragen, wobei letztere in Entfernung zum Schwellenwert \bar{a} (senkrechte gestrichelte Linie) gemessen wird. Die schwarzen Punkte geben die (im Durchschnitt) beobachteten Wertepaare wieder. Der Zusammenhang zwischen den beiden Variablen wird über eine lineare Beziehung modelliert, die am Schwellenwert potentiell eine unstetige Veränderung (einen Sprung) aufweist. Die für die Behandlungs- (die Punkte rechts der Linie) und die Kontrollgruppe (die Punkte links der Linie) entstehenden Regressionsgeraden sind durch ausgezogene und deren 95%-Konfidenzintervalle durch gestrichelte blaue Linien wiedergegeben. Mit Hilfe der Geraden

können die Erwartungswerte für die abhängige Variable am Schwellenwert bestimmt werden. Dabei gibt die lineare Beziehung links des Schwellenwertes den für die Kontroll- und die rechts den für die Behandlungsgruppe zu erwartenden Wert der Wirkungsvariablen wieder. Die erhaltenen Schätzungen sind in der Abbildung durch orangefarbene Kreise markiert. Aus der Differenz dieser beiden Erwartungswerte bestimmt sich schliesslich der gesuchte Behandlungseffekt Δp_{it} (orangefarbene Linie)³⁶. Wie dieses Vorgehen formalisiert werden kann, wird gleich gezeigt.

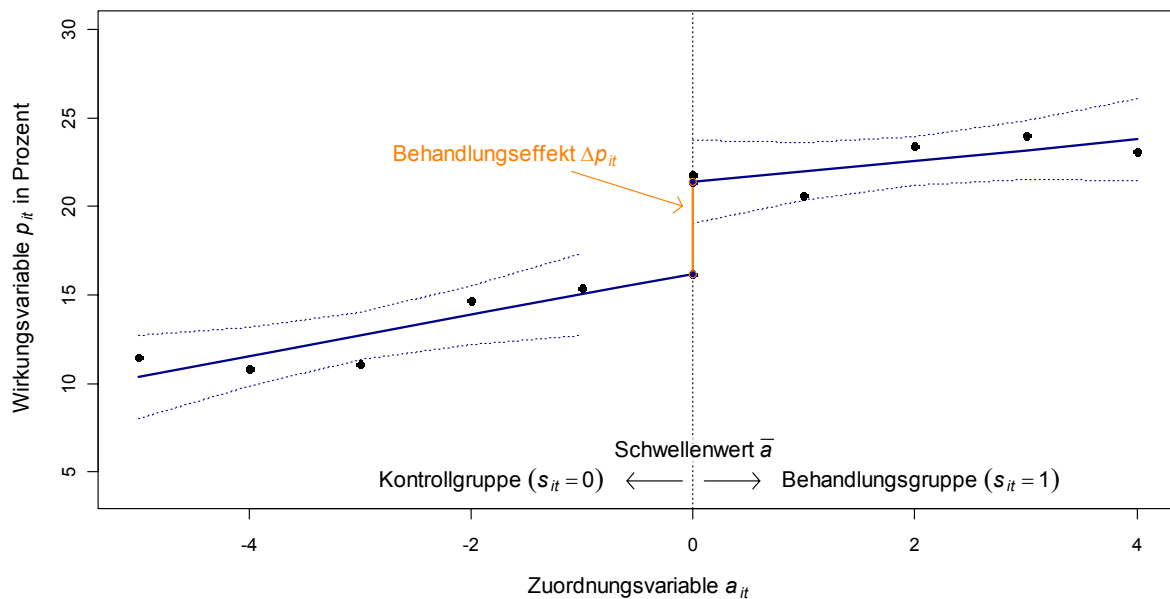


Abbildung 4-1: Bestimmung des Behandlungseffekts im RD-Design

Zunächst gilt es jedoch zu berücksichtigen, dass die Gutschriftensätze an den **vier BVG-Altersschwellen** nicht gleich stark ansteigen und daher nicht davon ausgegangen werden kann, dass ein möglicher Effekt der Altersstaffelung an allen Schwellen derselbe sein wird. Die Veränderung in den Beschäftigungschancen wird deshalb an jeder der vier Altersschwellen separat geschätzt. Sei j ein Index, welcher eine der vier Altersschwellen \bar{a}_j bezeichnet, können diese als

$$\bar{a}_j = 15 + 10 \cdot j, \quad j = \{1, 2, 3, 4\} \quad (4.4)$$

definiert werden. Wird nun die Menge aller Beobachtungen I des Verlaufsmonats t zur Schätzung der Effekte in vier Gruppen eingeteilt, so dass

³⁶ Umfassendere Einführungen zum Regression-Discontinuity-Design finden sich in der jüngeren Literatur bei Van der Klaauw (2008), Imbens und Lemieux (2008) oder bei Lee und Lemieux (2010).

$$I_t = \{I_{1t}, I_{2t}, I_{3t}, I_{4t}\} \quad (4.5)$$

und

$$I_{jt} = \{i \mid a_{it} \in [\bar{a}_j - 5, \bar{a}_j + 4]\}, \quad j = 1, 2, 3, 4 \quad (4.6)$$

die verwendeten Beobachtungen wiedergibt, lassen sich für jeden der 18 Verlaufsmonate vier separate bedingte Wahrscheinlichkeitsmodelle für die einzelnen Altersschwellen schätzen. Dabei werden in den einzelnen Schätzungen nur jene Beobachtungen verwendet, die innerhalb einer Bandbreite von fünf Altersjahren um die betrachtete Altersschwelle herum liegen³⁷. Um die Berechnung der Effekte im Folgenden etwas zu vereinfachen, wird das Alter der Probanden in den einzelnen Beobachtungsgruppen I_{jt} jeweils in Entfernung zur Schwelle \bar{a}_j gemessen, wonach diese stets Null beträgt³⁸.

Dank der breiten Datenbasis fällt die zur Schätzung verwendbare Anzahl der Beobachtungen, trotz der Unterteilung in vier Altersgruppen, nie unter 24'000. Die gewählte Altersspanne von ± 5 Jahren um die Altersschwellen herum führt zum Ausschluss von Personen, die jünger als 20 oder älter als 60 Jahre sind. Angesichts der geringen Anzahl Beobachtungen in diesen Alterskategorien sowie aufgrund von deren Besonderheiten (z.B. Lehre, Schule oder Frühpension), ist dies kein grosser Verlust. Die restlichen Probanden – in einem Alter zwischen den beiden Werten – lassen sich mit der verwendeten Regel genau einer Gruppe zuordnen, wodurch keine weiteren Beobachtungen verloren gehen.

Da speziell das Alter einer Person ein wichtiger Indikator für eine Vielzahl an verborgenen Eigenschaften (wie z.B. Flexibilität oder Loyalität) sein dürfte, werden die Beobachtungen innerhalb der vier Gruppen homogener sein, als wenn diese nicht gruppiert worden wären. Die Gruppenbildung wird so die unbeobachtete Heterogenität zwischen den Untersuchungsobjekten und damit auch potentielle Verzerrungen in den Schätzungen reduzieren. Nebenbei gewinnt das Modell durch das Aufteilen der Beobachtungen nochmals an Flexibilität. Mittlerweile kann der Effekt der einzelnen Persönlichkeitsmerkmale auf die Anstellungschancen der Probanden aus vier Alterskategorien für jeden Verlaufsmonat der Stellensuche bestimmt werden. Was für die Jüngsten zu Beginn ein Nachteil ist, kann ihnen während der Stellensu-

³⁷ Theoretisch ist die Wahl der Bandbreite irrelevant, falls die im Folgenden getroffenen Annahmen gelten. Deshalb sollten alternative Werte die Schätzergebnisse nicht verändern. Angesichts des unverhältnismässig hohen Aufwands, wird später jedoch auf einen diesbezüglichen Test verzichtet.

³⁸ So wird zum Beispiel der Effekt der Altersstufe bei 45 Jahren ($j = 3$) mit Hilfe aller Probanden, die zwischen 40 und 49 Jahren alt sind geschätzt. Dabei wird das Alter a_{it} eines 48-jährigen mit 3, das eines 41-jährigen mit -4 und jenes eines 45-jährigen mit 0 bemessen.

che zum Vorteil werden, während es für etwas ältere das Gegenteil bewirken und für die Ältesten gar keinen Einfluss haben kann. Im Normalfall dürfte die Modellierung von Wechselwirkungen zwischen dem Alter und anderen Variablen damit überflüssig sein.

Wie angekündigt, wird nun die anfangs beschriebene Funktionsweise des RD-Designs **formalisiert**. Zunächst werden hierfür einige Variablen definiert, dann werden die Bedingungen festgelegt, unter welchen sich der gesuchte Beschäftigungseffekt überhaupt identifizieren lässt, bevor geklärt wird, wie dieser im hiesigen Kontext geschätzt werden soll³⁹. Der Index j wird dabei zur Vereinfachung der Schreibweise weggelassen. Es sei s_{it} eine Variable, die anzeigt, ob eine Person “behandelt” wurde ($s_{it} = 1$) oder nicht ($s_{it} = 0$). Es sei weiter

$$y_{it}(s_{it}) = \begin{cases} y_{it}(0), & \text{wenn } s_{it} = 0 \\ y_{it}(1), & \text{wenn } s_{it} = 1 \end{cases} \quad (4.7)$$

das Ergebnis der Stellensuche in Abhängigkeit der Behandlung. Die erste Zeile in (4.7) gibt damit jenes eines unbehandelten Probanden, für welchen der tiefere Gutschriftensatz gilt, und die zweite dasjenige eines behandelten Probanden, für den der höhere Satz gilt, wieder. Etwas kompakter lässt sich (4.7) als

$$y_{it}(s_{it}) = t_{it} + s_{it} \cdot \kappa_{it}, \quad t_{it} = y_{it}(0), \quad \kappa_{it} = y_{it}(1) - y_{it}(0) \quad (4.8)$$

schreiben. Die entsprechenden Beschäftigungswahrscheinlichkeiten sind damit

$$p_{it}(0) = \Pr[y_{it}(0) = 1] = E[y_{it}(0)] = E(t_{it}) \quad (4.9)$$

für einen “unbehandelten” und

$$p_{it}(1) = \Pr[y_{it}(1) = 1] = E[y_{it}(1)] = E(t_{it} + \kappa_{it}) \quad (4.10)$$

für einen “behandelten” Probanden. Der **Effekt der Behandlung** wird durch die Differenz dieser beiden Wahrscheinlichkeiten $\Delta p_{it} = p_{it}(1) - p_{it}(0)$ bestimmt, was in der Notation von (4.8) dem Erwartungswert von κ_{it} gleichkommt.

Wie erläutert wurde, werden im RD-Design zur Identifizierung von $E(\kappa_{it})$ die Beschäftigungswahrscheinlichkeiten von Probanden, welche gerade eben eine Altersschwelle \bar{a} überschritten haben, mit jenen solcher Probanden verglichen, die kurz davor stehen diese zu überschreiten. Formal lässt sich diese **Identifikationsstrategie** wie folgt definieren:

³⁹ Die Ausführungen zu den Identifikationsbedingungen basieren in weiten Teilen auf den Arbeiten von Hahn, Todd und van der Klaauw (2001, S. 202f.) sowie Imbens und Lemieux (2008, S. 3ff.).

$$\begin{aligned}
 \Delta p_{it}^{RDD} &= \lim_{a \downarrow \bar{a}} E[y_{it} | a_{it} = a] - \lim_{a \uparrow \bar{a}} E[y_{it} | a_{it} = a] \\
 &= \left\{ \lim_{a \downarrow \bar{a}} E[t_{it} | a_{it} = a] + \lim_{a \downarrow \bar{a}} E[s_{it} \cdot \kappa_{it} | a_{it} = a] \right\} \\
 &\quad - \left\{ \lim_{a \uparrow \bar{a}} E[t_{it} | a_{it} = a] + \lim_{a \uparrow \bar{a}} E[s_{it} \cdot \kappa_{it} | a_{it} = a] \right\}
 \end{aligned} \tag{4.11}$$

Um über (4.11) $E(\kappa_{it})$ zu identifizieren, müssen zwei Bedingungen erfüllt sein. Die erste betrifft die Zuordnung der Probanden in die Behandlungs- und die Kontrollgruppe s_{it} . Diese muss unabhängig von der zu erwartenden Behandlungswirkung κ_{it} erfolgen. Im verwendeten Versuchsaufbau entscheidet das Alter über die Gruppeneinteilung der Probanden. Bezeichnet $1(\bullet)$ die Indikatorfunktion, lässt sich diese als

$$s_{it} = 1\{a_{it} \geq \bar{a}\}, \tag{Zuordnungs-Annahme}$$

schreiben. Wie bereits erläutert, ist diese Formulierung hier nicht exakt. Obschon nicht alle Probanden an den Altersschwellen eine Behandlung erfahren, trifft dies doch auf eine klare Mehrheit zu. Dies zusammen mit der hohen Anzahl der Messungen und dem teilweise markanten Anstieg der Gutschriftensätze wird genügen, damit deren Beschäftigungseffekte – wenn es diese denn gibt – gemessen werden können. Mit Sicherheit erfüllt ist indes die Exogenität der Zuteilung der Probanden in die Behandlungs- und die Kontrollgruppe. Die Probanden haben keinen Einfluss auf ihr Alter und können keine besonderen Massnahmen ergreifen, um die Wirkung der Behandlung zu beeinflussen. Die Gruppenzuteilung ist damit unabhängig von der erwarteten Behandlungswirkung. Mit der gewählten Formulierung nimmt s_{it} in der mittleren Zeile von (4.11) den Wert Null und in der unteren den Wert Eins an. Die Gleichung vereinfacht sich dadurch zu

$$\Delta p_{it}^{RDD} = \lim_{a \downarrow \bar{a}} E[t_{it} | a_{it} = a] - \lim_{a \uparrow \bar{a}} E[t_{it} | a_{it} = a] + \lim_{a \downarrow \bar{a}} E[\kappa_{it} | a_{it} = a]. \tag{4.12}$$

Um den gesuchten Effekt eindeutig zu identifizieren, muss nun noch ausgeschlossen werden, dass $E(t_{it})$ und $E(\kappa_{it})$ in Abhängigkeit von a auch ohne Behandlung einen Sprung an der Stelle \bar{a} aufweisen. Dies geschieht über die folgende zweite Annahme:

$$E[t_{it} | a_{it} = a] \text{ und } E[\kappa_{it} | a_{it} = a] \text{ sind an der Stelle } \bar{a} \text{ stetig in } a \tag{Stetigkeits-Annahme}$$

Diese besagt, dass an \bar{a} keine Beschäftigungseffekte zu erwarten wären, wenn die Altersgutschriften über alle betrachteten Altersjahre hinweg konstant blieben. Die Annahme sichert die Vergleichbarkeit der Behandlungs- und der Kontrollgruppe. Sie kann empirisch zwar nicht getestet werden, plausibilisieren lässt sie sich aber dennoch, wie in Kapitel 6.1.1 gezeigt wird. Unter der Stetigkeits-Annahme ergeben die ersten beiden Terme aus (4.12) in der Summe Null, womit sich die Gleichung weiter zu

$$\Delta p_{it}^{RDD} = E[\kappa_{it} | a_{it} = \bar{a}] \quad (4.13)$$

vereinfacht und der gesuchte Beschäftigungseffekt an der Stelle \bar{a} identifiziert wäre. Die beiden getroffenen Annahmen genügen damit, um über den Vergleich aus (4.11) den Behandlungseffekt im RD-Design zu identifizieren.

Wie die Notation in (4.8) zeigt, liesse sich $E(\kappa_{it})$ im Falle einer metrischen abhängigen Variablen direkt als Koeffizientenschätzung eines linearen Regressionsmodells bestimmen. Hier wird jedoch, um dem Wertebereich der zu schätzenden Wahrscheinlichkeit besser gerecht zu werden, zusätzlich angenommen, dass die Beschäftigungschancen der Probanden folgende Form aufweisen:

$$p_{it} = F[\alpha_t + a_{it}\gamma_t + x_{it}'\beta_t + s_{it}(\delta_t + a_{it}\phi_t + x_{it}'\theta_t)] \quad (\text{Modell-Annahme})$$

Die Anstellungschancen ergeben sich damit aus einem in den Parametern linearen Index, dessen Wertebereich über eine noch zu bestimmende Verteilungsfunktion $F(\bullet)$ zwischen Null und Eins eingeschränkt wird. Neben dem Alter a_{it} und dem Behandlungsindikator s_{it} kann über den Index auch der Einfluss weiterer beobachteter Persönlichkeitsmerkmale x_{it} erfasst werden. In der gewählten Formulierung hängen die Beschäftigungschancen der unbehandelten Probanden ($s_{it} = 0$) von den Werten folgender drei Koeffizienten ab:

- α_t , ein verlaufsmontatsspezifischer Achsenabschnitt,
- γ_t , ein Parameter, der den Einfluss des Alters a_{it} misst und
- β_t , ein Parametervektor, der die Einflüsse der k Persönlichkeitsmerkmale x_{it} erfasst.

Die Beschäftigungschancen der behandelten Probanden ($s_{it} = 1$) bestimmen sich dagegen aus drei weiteren Koeffizienten:

- δ_t , ein Parameter, der die unmittelbare Wirkung des Überschreitens der Altersschwelle misst,
- ϕ_t , ein Parameter, der eine Veränderung des Einflusses des Alters a_{it} erfasst und
- θ_t , ein Parametervektor, der Änderungen in den Wirkungen der k Persönlichkeitsmerkmale x_{it} festhält.

Die **Schätzungen der Modellparameter** können für eine gegebene Verteilungsfunktion $F(\bullet)$ jeweils über das Maximum-Likelihood-Verfahren [ML] (nach Fisher, 1922) erfolgen⁴⁰.

⁴⁰ Da stochastisch unabhängige binäre Ereignisse Bernoulli-verteilt sind, haben sie folgende Dichtefunktion:

$$f(y_{it}) = p_{it}^{y_{it}} (1 - p_{it})^{(1-y_{it})}$$

Die zu maximierende Likelihood-Funktion L_t kann damit für das Gesamtmodell als

In Kapitel 6.1 werden die **Behandlungseffekte** zunächst in zwei reduzierten Modellversionen geschätzt, welche in der Literatur gebräuchlicher sind. Im RD-Design werden häufig nur jene Probanden in die Schätzungen einbezogen, die vom Alter her unmittelbar an den Altersschwellen liegen. In solchen Fällen kann eher davon ausgegangen werden, dass sich die Untersuchungsobjekte der Behandlungs- und der Kontrollgruppe ausser in der Zuordnungsvariablen nicht systematisch voneinander unterscheiden. Zudem wird üblicherweise unterstellt, dass die Behandlungseffekte unabhängig vom Merkmalsprofil der Probanden für alle identisch ausfallen werden. Beobachtbare Personenmerkmale sowie die Parameter ϕ_t und θ_t werden deswegen im Normalfall nicht berücksichtigt. Stattdessen werden die gesuchten Effekte meist als

$$\begin{aligned}\Delta p_t^{RDD1} &= p_t(1 | a = \bar{a}) - p_t(0 | a = \bar{a}) \\ &= F(\alpha_t + \bar{a}\gamma_t + \delta_t) - F(\alpha_t + \bar{a}\gamma_t)\end{aligned}\tag{4.14}$$

definiert und mit Hilfe der Modellspezifikation

$$p_t^{RDD1} = F(\alpha_t + a_{it}\gamma_t + s_{it}\delta_t)\tag{4.15}$$

geschätzt, in welcher die besagten Parameter fehlen. Da das Alter der Probanden wie beschrieben in Abstand zu den betrachteten Altersschwellen gemessen wird, entfallen bei der Schätzung von (4.14) die Ausdrücke, welche \bar{a} enthalten. Werden die in (4.15) erhaltenen Parameterschätzungen mit einem Zirkumflex gekennzeichnet, können die fraglichen Effekte über

$$\Delta \hat{p}_t^{RDD1} = F(\hat{\alpha}_t + \hat{\delta}_t) - F(\hat{\alpha}_t)\tag{4.16}$$

bestimmt werden. In den Schätzungen zum RD-Design in Kapitel 6.1 wird in einem ersten Schritt diese einfachste aller Modellversionen als Ausgangsmodell geschätzt.

$$L_t(\alpha_t, \beta_t, \gamma_t, \delta_t, \phi_t, \theta_t) = \prod_i \left\{ F(\bullet)^{y_{it}} \cdot [1 - F(\bullet)]^{1-y_{it}} \right\}$$

geschrieben werden, wobei \bullet für den Index $\alpha_t + a_{it}\gamma_t + x_{it}'\beta_t + s_{it}(\delta_t + a_{it}\phi_t + x_{it}'\theta_t)$ steht. Für die Log-Likelihood-Funktion l_t gilt demnach

$$l_t(\alpha_t, \beta_t, \gamma_t, \delta_t, \phi_t, \theta_t) = \sum_i \left\{ y_{it} \ln F(\bullet) + (1 - y_{it}) \ln [1 - F(\bullet)] \right\}.$$

Für die Parameterschätzungen existiert keine geschlossene Form. Die Parameter lassen sich jedoch mit Hilfe gängiger numerischer Maximierungsalgorithmen schätzen (z.B. Newton-Raphson oder Gauss-Newton; vgl. z.B. Cameron & Trivedi, 2005, S. 341ff.).

Anschliessend wird (4.15) erweitert, um die **beobachtete Heterogenität** zwischen den Probanden erfassen zu können. Da hier nicht nur Probanden in die Schätzungen einbezogen werden, welche sich direkt an den Schwellen befinden, sondern auch solche, die bis zu fünf Altersjahre von diesen entfernt sind, könnte die Homogenität von Behandlungs- und Kontrollgruppe womöglich nicht mehr im selben Masse gegeben sein. In einem zweiten Schritt werden die Effekte deshalb für merkmalshomogene Personen geschätzt, was als

$$\Delta p_{it}^{RDD2} = F(\alpha_t + \bar{a}\gamma_t + x_{it}'\beta_t + \delta_t) - F(\alpha_t + \bar{a}\gamma_t + x_{it}'\beta_t) \quad (4.17)$$

anhand der Modellspezifikation

$$p_{it}^{RDD2} = F(\alpha_t + a_{it}\gamma_t + x_{it}'\beta_t + s_{it}\delta_t) \quad (4.18)$$

geschehen kann. Da die Beschäftigungschancen in (4.18) nun von den Merkmalsprofilen x_{it} der Probanden abhängig sind, werden aufgrund der Nichtlinearität von $F(\bullet)$ auch die Beschäftigungseffekte in (4.17) individuell (leicht) verschieden ausfallen. Deswegen wird hier deren Durchschnitt über die Profile aller Probanden berechnet, was über

$$\begin{aligned} \bar{\Delta p}_t^{RDD2} &= \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} \Delta \hat{p}_{it}^{RDD2} \\ &= \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} F(\hat{\alpha}_t + x_{it}'\hat{\beta}_t + \hat{\delta}_t) - F(\hat{\alpha}_t + x_{it}'\hat{\beta}_t) \end{aligned} \quad (4.19)$$

geschieht. n_t steht dabei für die Anzahl der verfügbaren Beobachtungen im Verlaufsmonat t . Anhand eines Vergleichs mit den Schätzungen aus (4.16), lässt sich damit der (durchschnittliche) Einfluss der beobachteten Heterogenität auf die Beschäftigungseffekte klären.

In einem dritten Schritt wird schliesslich untersucht, ob die fraglichen Effekte womöglich – nicht nur aufgrund der Nichtlinearität von $F(\bullet)$ – von den **Merkmalsprofilen der Probanden abhängig** sind. Dies wird über

$$\Delta p_{it}^{RDD3} = F(\alpha_t + \bar{a}\gamma_t + x_{it}'\beta_t + \delta_t + \bar{a}\phi_t + x_{it}'\theta_t) - F(\alpha_t + \bar{a}\gamma_t + x_{it}'\beta_t) \quad (4.20)$$

geschehen, wozu nun das gesamte Modell

$$p_{it}^{RDD3} = F[\alpha_t + a_{it}\gamma_t + x_{it}'\beta_t + s_{it}(\delta_t + a_{it}\phi_t + x_{it}'\theta_t)], \quad (4.21)$$

geschätzt wird. Darauf werden wiederum die durchschnittlichen Effekte über alle beobachteten Merkmalsprofile

$$\bar{\Delta p}_t^{RDD3} = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} F(\hat{\alpha}_t + x_{it}'\hat{\beta}_t + \hat{\delta}_t + x_{it}'\hat{\theta}_t) - F(\hat{\alpha}_t + x_{it}'\hat{\beta}_t) \quad (4.22)$$

bestimmt. Über den ersten hierbei neu zu schätzenden Parameter ϕ_t wird die Möglichkeit berücksichtigt, dass sich die Behandlung in einer Veränderung der Beziehung zwischen der

Wirkungs- und der Zuordnungsvariablen äussern könnte. In einem solchen Fall würden die Beschäftigungschancen jenseits der Altersschwellen mit steigendem Alter der Probanden entweder schneller oder langsamer zu- oder abnehmen als sie dies ohne die Altersstaffelung täten. Mit Hilfe des zweiten neu geschätzten Parameters θ_t kann zusätzlich der Einfluss der Merkmalsprofile x_{it} auf die fraglichen Beschäftigungseffekte abgefangen werden.

Die Robustheit der Ergebnisse kann bereits über einen Vergleich der Resultate aus den Schätzungen der drei Versionen der Beschäftigungseffekte an den vier Altersschwellen über die 18 Verlaufsmonate sehr gut überprüft werden. Zusätzlich werden in **Sensitivitätstests** in Abschnitt 6.1.3 Beschäftigungseffekte für einzelne Untergruppen von Stellensuchenden berechnet, um zu sehen, ob sich die Effekte wie vermutet zwischen einzelnen Branchen unterscheiden. Schliesslich wird getestet, wie sich die Aufnahme höhere Potenzen von a_{it} im Index auf die Resultate auswirkt.

Ökonomische Anwendungen des RD-Designs finden sich erst in jüngerer Zeit. Gegen Ende der 90er Jahre erstmals bei Van der Klaauw (1997), etwas später dann bei Hahn, Todd und Van der Klaauw (1999), bei Black (1999) sowie bei Angrist und Lavy (1999). Aufgrund der seither gestiegenen Beliebtheit des RD-Designs, widmete ihm das Journal of Econometrics im Februar des Jahres 2008 eine eigene Ausgabe. Neben Beiträgen zu theoretischen Eigenschaften der Schätzmethode finden sich auch drei, in denen wie hier das Alter der Untersuchungsobjekte deren Gruppenzugehörigkeit bestimmt. So schätzen Chen und van der Klaauw (2008) den Effekt von Invalidengeldern auf das Arbeitsangebot von Probanden, für die eine bekannte Altersschwelle über den Erhalt der Leistungen ausschlaggebend war. In Lalives (2008) Beitrag kann der kausale Effekt der maximalen Länge des Bezugs von Arbeitslosengeldern auf die Dauer der Arbeitslosigkeit dadurch modelliert werden, dass Personen ab dem 50. Altersjahr eine erhöhte Bezugsdauer zusteht. Eine Altersschwelle beim 30. Altersjahr, ab der grosszügigere Sozialleistungen gewährt werden, dient Lemieux und Milligan (2008) dazu, deren Effekt auf verschiedene Arbeitsmarktgrössen zu untersuchen. Schliesslich erschien im Jahr 2010 im Journal of Economic Literature ein umfassender Beitrag, welcher die bisherigen methodischen Erkenntnisse sowie die empirischen Studien zum RD-Design zusammenfasst und erstmals eine Schritt-für-Schritt-Anleitung zu dessen Gebrauch zu geben versucht (Lee & Lemieux, 2010).

Wie bei Chen und van der Klaauw (2008) und im Unterschied zu den restlichen genannten ökonomischen Studien, ist im hiesigen Kontext die interessierende Grösse eine **Wahrschein-**

lichkeit. Auf eine solche wurde das RD-Design erstmals von Berk und Rauma im Jahre 1983 angewendet. Ein Jahr später legten dann Visser und de Leeuw die theoretischen Grundlagen zur Schätzung von generalisierten RD-Modellen, mit welchen sich Grössen mit beliebigen Skalenniveaus modellieren lassen. Anwendungen zur Bestimmung von Wahrscheinlichkeiten blieben jedoch rar. Im Bereich der Kriminologie implementieren etwa Berk und de Leeuw (1999) ein entsprechendes Modell, um Aussagen über das kalifornische Gefangenen-Klassifikationssystem zu gewinnen. In einer thematisch verwandten Anwendung untersuchen Chen und Shapiro (2007) die Dauer, welche ehemalige Häftlinge in Freiheit verbringen, bevor sie wegen abermaliger Vergehen erneut inhaftiert werden. Dies tun sie zunächst anhand eines Verweildauer-Modells, welches neben eines über die Zeit hinweg konstanten Behandlungseffektes, eine feste Form für den Zusammenhang zwischen der gemessenen Dauer und der Wahrscheinlichkeit der Wiederinhaftierung vorsieht. Anschliessend umgehen sie beide Restriktionen, indem sie denselben semi-parametrischen Ansatz verwendeten, der hier verfolgt wird: Sie schätzen separate Inhaftierungschancen für einzelne aufeinanderfolgende Zeitschnitte.

Wie erwähnt ist bei der Interpretation der Resultate des RD-Designs eine gewisse Vorsicht geboten, da hier die Voraussetzungen für ein sharp Design nicht vollständig gegeben sind. Die Effekte der Altersstaffelung können sich per Konstruktion nur an den gesetzlichen Altersschwellen äussern, obschon die Gutschriftensätze dort nicht in jedem Fall ansteigen und die Effekte aufgrund vorausschauend agierender Unternehmen womöglich bereits woanders zu verzeichnen wären. So ist es möglich, dass hier, wenn eine unstetige Veränderung der Beschäftigungschancen wenige Altersjahre vor oder nach einer der betrachteten Altersschwellen erfolgt, zumindest ein Teil von deren Wirkung fälschlicherweise an der Schwelle selbst gemessen wird. In der im folgenden Unterkapitel vorgestellten Schätzmethode wird dieses Defizit dadurch gelöst, dass die **Altersschwellen endogenisiert** werden: Die Altersjahre, an denen Bruchstellen in der Beziehung zwischen der Wirkungs- und der Zuordnungsvariablen zu finden sind, werden neu aus den Daten geschätzt.

4.2 Modell-basierte rekursive Partitionierung

Bisher wurde davon ausgegangen, dass im Voraus klar feststeht, an welchen Altersjahren die Beschäftigungschancen der Stellensuchenden Unregelmässigkeiten aufweisen. Diese Annahme wird nun aufgegeben. Mit Hilfe des im Folgenden vorgestellten modell-basierten rekursi-

ven Partitionierungsverfahrens [mbP] nach Zeileis, Hothorn und Hornik (2008) werden die Beschäftigungschancen entlang der Altersdimension auf Bruchstellen getestet. Dies geschieht über einen iterativen Algorithmus, der sukzessive die einzelnen Strukturbrüche im Modell bestimmt. Wie im RD-Design kann auch über das mbP-Verfahren aufgezeigt werden, ob sich die Beschäftigungschancen an den BVG-Altersschwellen unstetig verändern, was einen Vergleich der Resultate erlaubt. Mit dem mbP-Verfahren lassen sich aber auch mögliche vorlaufende Effekte erkennen und Hinweise auf Altersdiskriminierung anderen Ursprungs finden. Im Folgenden wird zunächst das aus dem RD-Design bekannte Wahrscheinlichkeitsmodell angepasst, um Strukturbrüche in der Altersdimension zuzulassen. Danach wird gezeigt, wie sich in diesem Modell die fraglichen Beschäftigungseffekte für gegebene Bruchstellen schätzen lassen, bevor schliesslich der zur Bestimmung der Strukturbrüche verwendete Algorithmus im Detail vorgestellt wird.

Die Beschäftigungschancen aus (4.3) werden hier im Wesentlichen über dasselbe **Wahrscheinlichkeitsmodell** wie im RD-Design modelliert. Die bedingte Wahrscheinlichkeit p_{it} , dass ein Stellensuchender i im Verlaufsmonat t in Abhängigkeit seines Alters a_{it} und gegebenenfalls k anderer Persönlichkeitsmerkmale x_{it} eine Stelle findet, wird als

$$p_{it} = F(\alpha_{jt} + x_{it}'\beta_{jt} + a_{it}\gamma_{jt}) \quad (4.23)$$

definiert. Mit Ausnahme des Index j , der nicht mehr für eine vorgegebene Altersschwelle, sondern neu für durch Strukturbrüche definierte Untergruppen an Beobachtungen steht, haben die Variablen weiterhin dieselbe Bedeutung. Die Parameter δ_t , θ_t und ϕ_t aus (4.21) sind in der gewählten Spezifikation jedoch überflüssig. An den einzelnen Bruchstellen werden die von ihnen gemessenen Beschäftigungseffekte neu über Veränderungen in den verbleibenden Parametern α_{jt} , β_{jt} und γ_{jt} erfasst.

Vorerst sei **angenommen, die Bruchstellen wären bereits bekannt**, womit die Parameter aus (4.23) geschätzt und die gesuchten Beschäftigungseffekte bestimmt werden können. Um zu zeigen, wie dies hier geschehen kann, müssen zunächst einige Variablen definiert werden: m_t sei die Anzahl der im Verlaufsmonat t gefundenen Strukturbrüche. Das tiefste betrachtete Alter sei \bar{a}_{0t} und das höchste $\bar{a}_{m_t+1,t}$. Die beim Altersjahr a gefundene j -te ($j = 1, \dots, m_t$) Bruchstelle des Verlaufsmonats sei durch \bar{a}_{jt} gegeben. Über die m_t gefundenen Strukturbrüche lassen sich die Beobachtungen i nach

$$I_{jt} = \begin{cases} \{i \mid a_{it} \in [\bar{a}_{jt}, \bar{a}_{j+1,t})\}, & \text{für } j = 0, \dots, m_t - 1 \\ \{i \mid a_{it} \in [\bar{a}_{jt}, \bar{a}_{j+1,t}]\}, & \text{für } j = m_t \end{cases} \quad (4.24)$$

in $m_t + 1$ Beobachtungsgruppen I_{jt} aufteilen. Für jede dieser Gruppen kann nun eine eigene Regressionsbeziehung nach (4.23) geschätzt werden. Wie im RD-Design kann dies über das ML-Prinzip geschehen. Das beschriebene Vorgehen ist in Abbildung 4-2 an einem Beispiel mit $m_t = 2$ Strukturbrüchen graphisch veranschaulicht. Es ist zu sehen, wie die fiktiven Beobachtungspunkte anhand der gefundenen Strukturbrüche (\bar{a}_{1t} und \bar{a}_{2t}) in drei Gruppen ($j = 0, 1, 2$) eingeteilt werden, für die jeweils eine eigene Regressionsbeziehung geschätzt wird (blaue Geraden).

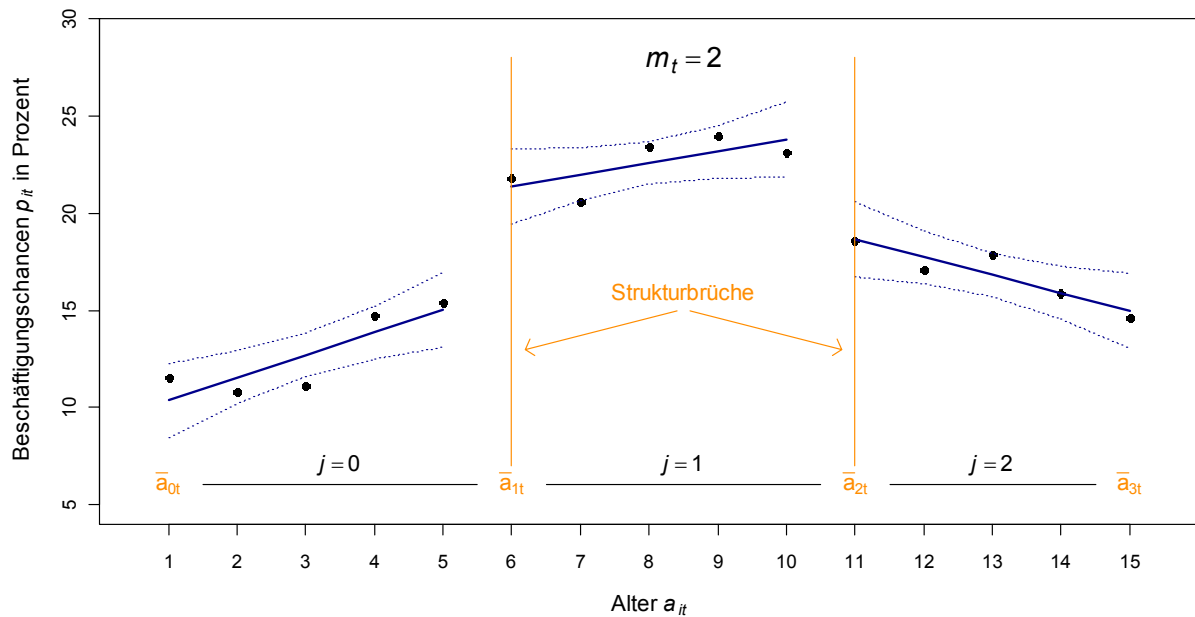


Abbildung 4-2: Schematische Darstellung zweier Strukturbrüche im mbP-Verfahren

Über die Parameterschätzungen der Regressionen lassen sich die fraglichen **Beschäftigungseffekte** bestimmen. Ähnlich wie im RD-Design, wird dazu die Differenz der Beschäftigungswahrscheinlichkeiten zweier Probanden berechnet, welche dasselbe auf einer gefundenen Altersschwelle liegende Alter \bar{a}_{jt} aufweisen. Dabei gehört der eine Proband bereits zur Gruppe j , der andere aber noch zur nächst tieferen Gruppe $j-1$. Abbildung 4-3 zeigt, wie sich so die Beschäftigungseffekte im Zusammenhang aus Abbildung 4-2 bestimmen lassen.

Bei den Schätzungen in Kapitel 6.2 werden die Beschäftigungseffekte auch im mbP-Verfahren in einem ersten Schritt **ohne Kontrollvariablen** über

$$\Delta p_{jt}^{mbP1} = F(\alpha_{jt} + \bar{a}_{jt}\gamma_{jt}) - F(\alpha_{j-1,t} + \bar{a}_{jt}\gamma_{j-1,t}) \quad (4.25)$$

bestimmt. Die so definierten Beschäftigungseffekte lassen sich mit Hilfe der Parameterschätzungen aus dem reduzierten Modell

$$p_{it}^{mbP1} = F(\alpha_{jt} + a_{it}\gamma_{jt}) \quad (4.26)$$

sowie einer noch zu bestimmenden Verteilungsfunktion $F(\bullet)$ als

$$\Delta \hat{p}_{jt}^{mbP1} = F(\hat{\alpha}_{jt} + \bar{a}_{jt}\hat{\gamma}_{jt}) - F(\hat{\alpha}_{j-1,t} + \bar{a}_{jt}\hat{\gamma}_{j-1,t}) \quad (4.27)$$

schätzen. Anders als im RD-Design muss das Alter a_{it} der Probanden hier bei der Berechnung der Effekte explizit berücksichtigt werden, da es sich nicht in Entfernung zu den im Vorhinein noch unbekanntem Schwellen \bar{a}_{jt} messen lässt. Zudem muss in $\Delta \hat{p}_{jt}^{mbP1}$ anders als in $\Delta \hat{p}_{jt}^{RDD1}$ der Koeffizient des Alters γ_{jt} an der betrachteten Altersschwelle nicht unbedingt stabil sein, da er vor und nach der Schwelle über separate Regressionsbeziehungen geschätzt wird. Entspricht \bar{a}_{jt} einer der vier gesetzlichen Altersschwellen, gilt $\Delta p_{jt}^{mbP1} = \Delta p_{jt}^{RDD1}$ deshalb nur, sofern $\gamma_{jt} = \gamma_{j-1,t}$ an der Schwelle konstant ist und zur Schätzung dieselben Beobachtungsgruppen I_{jt} wie im RD-Design verwendet werden – was beides eher selten sein wird.

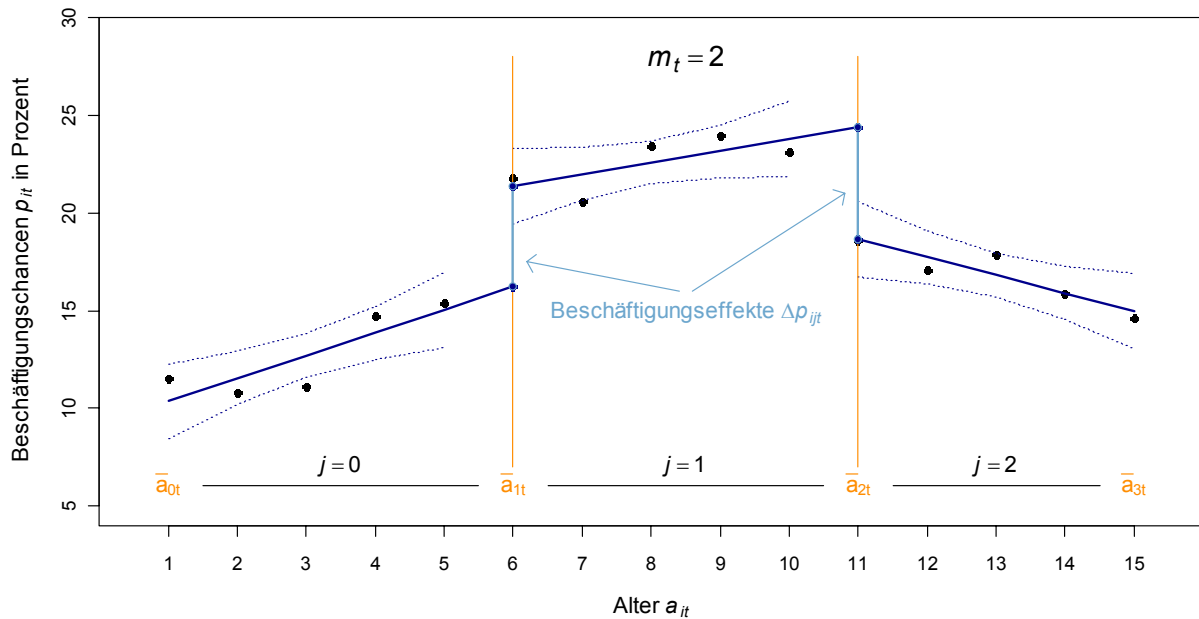


Abbildung 4-3: Ergänzung von Abbildung 4-2 um die Beschäftigungseffekte

Wird um die **beobachtete Heterogenität** zwischen den Probanden kontrolliert, lassen sich die Beschäftigungseffekte über

$$\Delta p_{ijt}^{mbP2} = F(\alpha_{jt} + x_{it}'\beta_{jt} + \bar{a}_{jt}\gamma_{jt}) - F(\alpha_{j-1,t} + x_{it}'\beta_{j-1,t} + \bar{a}_{jt}\gamma_{j-1,t}) \quad (4.28)$$

berechnen. In dieser Formulierung können sich an der betrachteten Altersschwelle sowohl der Koeffizient des Alters γ_{jt} als auch der Koeffizientenvektor der restlichen Personenmerkmale β_{jt} ändern. Sie bietet damit dieselben Freiheiten wie das dritte im RD-Design verwendete Modell. Die zur Bestimmung des Effekts erforderlichen Parameterschätzungen stammen nun aus dem vollen Modell in (4.23).

Anstelle der individuell verschiedenen Effekte $\Delta\hat{p}_{it}^{RDD3}$ wurde im RD-Design deren Durchschnitt $\bar{\Delta\hat{p}}_t^{RDD3}$ über die Beobachtungen der betrachteten Altersgruppe bestimmt. Dies ist hier jedoch wenig zweckmässig, da die Parameterschätzungen links und rechts der Altersschwellen \bar{a}_{jt} auf unterschiedlichen Beobachtungsgruppen ($I_{j-1,t}$ und I_{jt}) und damit (auch im Durchschnitt voneinander) abweichenden Persönlichkeitsprofilen basieren. Stattdessen werden die zu erwartenden Beschäftigungseffekte hier für fiktive Merkmalsprofile x_s berechnet, die als eigentliche **Szenarien** einen “gut”, einen “mittel” und einen “schlecht” positionierten Stellensuchenden beschreiben. Diese drei Merkmalsprofile x_s werden in Kapitel 6.2 anhand der Erkenntnisse aus den deskriptiven Analysen des nächsten Kapitels und denen aus dem zuvor geschätzten RD-Design abgeleitet. Danach lassen sich die gesuchten Effekte über

$$\Delta\hat{p}_{s jt}^{mbP2} = \Lambda(\hat{\alpha}_{jt} + x_s' \hat{\beta}_{jt} + \bar{a}_{jt} \hat{\gamma}_{jt}) - \Lambda(\hat{\alpha}_{j-1,t} + x_s' \hat{\beta}_{j-1,t} + \bar{a}_{jt} \hat{\gamma}_{j-1,t}) \quad (4.29)$$

bestimmen. Wie sich die Effekte abhängig von einzelnen Personenmerkmalen unterscheiden wird nun nicht mehr anhand separater Durchschnitte berechnet, sondern neu über die Variation einzelner Merkmale in x_s , bei gleichzeitigem Konstanthalten der anderen. Wird an einer gesetzlichen Altersschwelle ein Bruch gefunden, kann $\Delta\hat{p}_{st}^{RDD3}$ zu Vergleichszwecken analog geschätzt werden.

Neben den eben beschriebenen Beschäftigungseffekten ist bei der Auswertung der Ergebnisse die Lage der Strukturbrüche von zentralem Interesse. Wie in Kapitel 3.3 gezeigt wurde, sind die **potentiellen Wirkungen der Altersgutschriften** entweder vor oder unmittelbar an den BVG-Altersschwellen zu erwarten, wo sie das Niveau der Beschäftigungschancen (p) sowie im Falle vorlaufender Effekte womöglich deren Abhängigkeit vom Alter (γ) verändern. Um Aufschluss über die möglichen Zusammenhänge der gefundenen Strukturbrüche mit den Altersgutschriften des BVG zu erhalten, gilt es folglich zunächst (1) die Lage der Brüche und anschliessend die an diesen festgestellten Veränderungen in (2) den Beschäftigungschancen sowie (3) deren Abhängigkeit vom Alter zu betrachten. Haben die Altersgutschriften des BVG tatsächlich einen Einfluss auf die Beschäftigungschancen der Stellensuchenden, müss-

ten die Strukturbrüche entweder einheitlich an oder vor den in Kapitel 2.3 ermittelten Altersschwellen liegen und dabei durchwegs negative Beschäftigungseffekte ($\Delta p_j < 0$) mit sich bringen oder zu einer Beschleunigung des Rückgangs der Beschäftigungschancen mit dem Alter führen ($\gamma_{j-1} > \gamma_j$).

In den vorhergehenden Abschnitten wurde gezeigt, wie die Beschäftigungseffekte berechnet werden können, wenn die **Strukturbrüche** im gewählten Modell einmal bekannt sind. Dabei wurde klar, dass es um diese zu bestimmen eines Verfahrens bedarf, das sowohl auf nichtlineare Modelle als auch auf Querschnittsdaten angewendet werden kann. Das **modell-basierte rekursive Partitionierungsverfahren** nach Zeileis, Hothorn und Hornik (2008) wurde hierfür gewählt, da es in der ansonsten von Zeitreihenanalysen geprägten Literatur zu Strukturbrüchen, momentan das einzige zu sein scheint, das diesen Ansprüchen gerecht wird. Im Folgenden wird das Verfahren detailliert beschrieben.

Die Bestimmung der Anzahl und der Lage der Brüche geschieht im mbP-Verfahren über einen **iterativen Algorithmus**. Dieser geht von einem einzigen, alle Beobachtungen umfassenden Wahrscheinlichkeitsmodell aus und bestimmt sukzessive die darin befindlichen Strukturbrüche. Dabei werden die Beobachtungen entlang jeder gefundenen Bruchstelle in zwei Gruppen unterteilt, für die dann jeweils separat getestet wird, ob deren Beschäftigungswahrscheinlichkeiten entlang der Altersdimension nochmals einen Bruch aufweisen. Die vier Schritte, welche der Algorithmus hierbei durchläuft, sind folgende:

Schritt 1: **Schätzung des Wahrscheinlichkeitsmodells**

In diesem Schritt werden die Modellparameter aus (4.23) resp. (4.26) per ML geschätzt. Zu Beginn des Algorithmus geschieht dies mit Hilfe aller Beobachtungen, in den anschließenden Iterationen für eine in Schritt 4 definierte Untergruppe.

Schritt 2: **Prüfung auf Strukturbruch**

Hier wird getestet, ob die in Schritt 1 geschätzten Parameter über die betrachteten Altersjahre hinweg (mindestens) einen Strukturbruch aufweisen. Ist dies der Fall, so folgt Schritt 3, ansonsten bricht der Algorithmus oder dessen Iteration hier ab.

Schritt 3: **Bestimmung der Bruchstelle**

In diesem rechenaufwändigen Schritt wird das Altersjahr ermittelt, an dem ein Strukturbruch das Wahrscheinlichkeitsmodell aus Schritt 1 am meisten verbessert, worauf dieses als Bruchstelle gewählt wird.

Schritt 4: Iteration für die gewählten Untergruppen

Die Beobachtungen werden nun entlang des in Schritt 3 bestimmten Altersjahres in zwei Gruppen geteilt. Danach wird zuerst für die eine und dann für die andere Untergruppe wieder bei Schritt 1 begonnen.

Nach Abschluss des Algorithmus sind sämtliche Strukturbrüche bekannt, womit die fraglichen Beschäftigungseffekte wie gezeigt berechnet werden können. In den folgenden Abschnitten werden die einzelnen Schritte des Algorithmus der Reihe nach ausführlich erläutert und formalisiert. Beschrieben wird dabei lediglich das Vorgehen für die Schätzungen unter Berücksichtigung der beobachteten Heterogenität. Soll diese wie in p_{it}^{mbP1} nicht erfasst werden, brauchen bloss die Ausdrücke, welche x_{it} oder β_t enthalten, in den entsprechenden Formulierungen weggelassen werden.

Schritt 1: Schätzung des Wahrscheinlichkeitsmodells

In Schritt 1 des Algorithmus werden die Beschäftigungschancen für die betrachtete Gruppe an Beobachtungen als

$$p_{it} = F(\alpha_t + x_{it}'\beta_t + a_{it}\gamma_t) \quad (4.30)$$

geschätzt, was wie beschrieben über das ML-Prinzip geschehen kann. Zu Beginn des Algorithmus werden hierbei alle verfügbaren Beobachtungen verwendet, in den einzelnen Iterationen dann jeweils nur noch die in Schritt 4 definierten Untergruppen.

Schritt 2: Prüfung auf Strukturbruch

In Schritt 2 wird geprüft, ob die in Schritt 1 modellierte Beziehung an einer beliebigen Stelle entlang der Altersdimension einen Strukturbruch aufweist. Es sei $\theta_{at}' = (\alpha_{at}, \beta_{at}', \gamma_{at})$ ein Vektor, der sämtliche Parameter aus (4.30) umfasst. Ist dieser über alle betrachteten Altersjahre a stabil, so gilt die Nullhypothese

$$H_0: \theta_{at} = \theta_t \quad \forall a = a_{\min,t}, \dots, a_{\max,t} \quad (4.31)$$

Mit der gewählten Formulierung wird H_0 bereits bei einem partiellen Strukturbruch verworfen, was heisst, dass sobald ein einzelner Parameter des Vektors in einem beliebigen Altersjahr a nicht konstant ist, die Nullhypothese abgelehnt wird. Dieses Vorgehen erlaubt die Identifizierung von Diskontinuitäten in der Abhängigkeit der Beschäftigungschancen von sämtlichen betrachteten Personenmerkmalen entlang der Altersdimension, was Rückschlüsse auf **Altersdiskriminierung jeglichen Ursprungs** zulässt.

Welche Diskontinuitäten in θ zur Ablehnung der Nullhypothese führten, wird sich im Folgenden nicht feststellen lassen. Für die **Altersgutschriften des BVG** ist zu erwarten, dass sie entweder das Niveau der Beschäftigungschancen (über α) oder deren Abhängigkeit vom Alter (γ) beeinflussen. Diskontinuitäten in anderen Parametern (β) dürften sie hingegen nicht verursachen. Da die *mbP1*-Spezifikation keine Kontrollvariablen beinhaltet, ist sie in diesem Zusammenhang besonders interessant. Ein Strukturbruch ist dort stets auf eine Diskontinuität in den potentiell von den Altersgutschriften des BVG beeinflussten Parametern α und γ zurückzuführen. Die in der *mbP1*-Spezifikation gefundenen Brüche sind dennoch nicht gänzlich vom Verdacht befreit, durch Diskontinuitäten in anderen Parametern verursacht worden zu sein. Ein Bruch im Koeffizient der Altersvariablen kann auch lediglich auf die Korrelation des Alters mit einer weggelassenen Kontrollvariablen, deren Einfluss entlang der Altersdimension nicht konstant ist, zurückzuführen sein. Aus der blossen Existenz eines Strukturbruchs lässt sich deshalb auch in der *mbP1*-Spezifikation nicht viel über dessen Ursache ableiten. Um zu klären, ob ein Bruch einen Zusammenhang mit der Altersstaffelung des BVG aufweist, muss wie beschrieben dessen Lage sowie dessen Wirkung auf das Niveau und die Veränderung der Beschäftigungschancen entlang der Altersdimension betrachtet werden.

Das Standardverfahren um einen **linearen Zusammenhang** an einem vorgegebenen Zeitpunkt auf eine Bruchstelle zu prüfen ist der Chow-Test (Chow, 1960). Wie Quandt (1960) gezeigt hat, lässt sich mit diesem Test auch die hier interessierende Frage prüfen, ob in einem betrachteten Zeitraum überhaupt ein Strukturbruch erfolgte. Dazu wird der Chow-Test auf sämtliche Zeitpunkte des betrachteten Intervalls angewendet und die grösste Chow-Statistik als eigentliche Teststatistik gewählt⁴¹. Da in (4.31) ein **nichtlineares Modell** getestet werden soll, wird hier zwar nicht der Chow-Test verwendet – weiterhin eingesetzt werden kann jedoch das Testprinzip von Quandt. Andrews (1993) sowie Andrews und Ploberger (1994) zeigen, wie sich dieses Prinzip auf die drei klassischen Likelihood-basierten Testverfahren übertragen lässt (Wald-, Likelihood-Ratio- [LR] und Lagrange-Multiplikator-Test [LM]; vgl. z.B. Cameron & Trivedi, 2005, S. 233ff.).

Allgemein setzen Zeileis, Hothorn und Hornik (2008) im zweiten Schritt ihres Algorithmus auf Prüfverfahren aus der Klasse der **generalisierten M-Fluktuationstests**. Von denselben Autoren entwickelt (Zeileis & Hornik, 2007 sowie Zeileis 2005 & 2006) umfasst diese von den Tests nach Andrews (1993) einzig den LM-Test, weswegen dieser hier den anderen bei-

⁴¹ Die kritischen Werte dieses Tests wurden erst über 30 Jahre später von Andrews (1993) gegeben.

den Likelihood-basierten Testmethoden vorgezogen wird⁴². Der LM-Test hat zudem einen rechnerischen Vorteil, da er lediglich eine Schätzung der Modellparameter unter der Nullhypothese benötigt. Sowohl der Wald- als auch der LR-Test erfordern dagegen zusätzliche Parameterschätzungen, für welche die Beobachtungen entlang der zahlreichen hypothetischen Bruchstellen in zwei Gruppen aufgeteilt werden müssen.

Anhand der generalisierten M-Fluktuations-Tests können Modelle auf Strukturbruch geprüft werden, deren Zielfunktion sich analog zu

$$\arg \max_{\theta_t} \sum_{i=1}^n \Psi(y_{it}, a_{it}, x_{it}, \theta_t) \quad (4.32)$$

schreiben lässt. Die **Grundidee** hinter den Tests besagt, dass deren Bedingungen erster Ordnung ($\psi = \partial \Psi / \partial \theta$) ausgewertet an den Parameterschätzungen

$$\sum_{i=1}^{n_t} \psi(y_{it}, a_{it}, x_{it}, \hat{\theta}_t) = \sum_{i=1}^{n_t} \hat{\psi}_{it} = 0 \quad (4.33)$$

unabhängig von der Anordnung der Beobachtungen (von $i = 1$ bis n_t) bloss rein zufällige Schwankungen um Null aufweisen sollten, sofern keine Strukturbrüche in den Parametern vorliegen. Um diese Idee umzusetzen, werden zunächst die Beobachtungen i anhand einer Ordnungsvariablen $z_t = \{z_{1t} \geq z_{2t} \geq \dots \geq z_{n_t}\}$ in eine theoretisch interessante Reihenfolge (z.B. Zeit oder Alter) gebracht. Anschliessend werden die Partialsummen von $\hat{\psi}_{it}$ ausgehend von der ersten Beobachtung bis hin zu jeder weiteren berechnet. So werden letztlich für jede Bedingung erster Ordnung n_t Partialsummen bestimmt. Werden diese nun noch mit der Anzahl der Beobachtungen n_t und der geschätzten Kovarianzmatrix $\hat{J}_t = \text{cov}(\hat{\psi}_t)$ skaliert, erhält man einen so genannten empirischen Fluktuationsprozess [efp], dessen Verteilung unter der Nullhypothese bekannt ist. Sei q ein Parameter, der besagt, wie viel Prozent der Beobachtungen in einer Partialsumme jeweils berücksichtigt wird (d.h. bis zu welchem Wert z_{it} sie berechnet wird), dann lässt sich der efp formell als

$$W_t(q) = \hat{J}_t^{-1/2} n_t^{-1/2} \left(\sum_{i=1}^{\lfloor q n_t \rfloor} \hat{\psi}_{it} \right), \quad q \in [0,1] \quad (4.34)$$

definieren. Die Länge der $W_t(q)$ -Vektoren entspricht noch immer derjenigen von $\hat{\psi}_{it}$ und somit der Anzahl Bedingungen erster Ordnung. Wie Zeileis und Hornik (2007) zeigen, konver-

⁴² Zu den M-Fluktuations-Tests gehören zwei weitere oft verwendete Testverfahren. So jenes nach Nyblom (1989) und Hansen (1992), welches ebenfalls auf den Ableitungen von ML-Funktionen basiert, sowie die Fluktuationstests nach Ploberger und Krämer (1992) oder Chu, Hornik und Kuan (1995), die Kleinst-Quadrat-Residuen auswerten.

giert $W_i(q)$ unter der Nullhypothese, dass kein Strukturbruch vorliegt, zu einer mehrdimensionalen Brownschen Brücke W^0 , deren Start- und Endwerte jeweils bei Null liegen⁴³.

Um nun im vorliegenden Fall, in dem die Probanden nach ihrem Alter geordnet werden sollen, die Ordnungsvariable z_t also metrisch skaliert ist, aus dem efp eine skalare Teststatistik zu gewinnen, folgen die Autoren den Überlegungen von Andrews (1993). Sie transformieren den Prozess derart, dass er über dessen **supLM-Test** erfasst werden kann, was wie folgt geschieht:

$$\text{supLM} = \max_{q \in [q_{\min}, q_{\max}]} \frac{\|W_i(q)\|_2^2}{q(1-q)}, \quad 0 \leq q_{\min} < q_{\max} \leq 1 \quad (4.35)$$

Die Teststatistik entspricht damit dem Maximum der quadrierten Euklidischen Norm⁴⁴ $\|\bullet\|_2^2$ des mit der Varianzfunktion der Brownschen Brücke $q(1-q)$ skalierten efp entlang des gewählten Ausschnitts q der (nach z_t geordneten) Beobachtungen. Über die einzelnen Komponenten des $W_i(q)$ -Vektors wird also mittels der Euklidischen Norm aggregiert, während entlang der betrachteten Partialsummen von q_{\min} bis q_{\max} der höchste Wert gewählt wird. Wie Zeileis (2005, S. 449) zeigt, lässt sich die für einen LM-Test ungewöhnliche Notation relativ einfach in eine gängigere Darstellung bringen. Die interessierenden kritischen Werte zur Teststatistik können über eine analoge Transformation von W^0 ($\max_q [q(1-q)]^{-1} \|W^0(q)\|_2^2$) berechnet werden (Zeileis & Hornik, 2007). Falls die supLM-Statistik einen gewählten kritischen Wert übersteigt, wird die Nullhypothese aus (4.31) verworfen, womit davon ausgegangen werden kann, dass im betrachteten Modell ein Strukturbruch vorliegt. Asymptotische p-Werte lassen sich wie bei Hansen (1997) bestimmen, der solche für die ursprünglichen Tests von Andrews (1993) berechnet⁴⁵.

⁴³ Die Brownsche Brücke W^0 ist ein bedingter Standard-Wiener-Prozess W , bei dem Start- und Endpunkt c übereinstimmen: $W_i^0 = (W_i | W_n = c)$, $W_0 = c$, $i = 1, \dots, n$

⁴⁴ Die Euklidische Norm ist als $\|e\|_2 = \sqrt{e_1^2 + \dots + e_n^2}$ definiert.

⁴⁵ Empirische Anwendungen der generalisierten M-Fluktuationstests sind noch rar, da diese einerseits relativ jung sind und die darin erfassten Tests andererseits üblicherweise nicht in diesem Rahmen beschrieben werden. Einige Beispiele, in denen die Existenz von Strukturbrüchen explizit mit Hilfe von generalisierten M-Fluktuationstests geprüft wird, finden sich etwa bei Zeileis (2003) oder bei Zeileis, Shah und Patnaik (2007). In der erstgenannten Arbeit werden unter anderem ein binäres Modell für den Anteil der ausserehelichen Geburten in einer österreichischen Gemeinde (S. 42f.) sowie ein Zähldatenmodell für die Anzahl der Tötungsdelikte in der amerikanischen Grossstadt Boston (S. 46f.) auf Strukturbrüche untersucht. Mit derselben Fragestel-

Konnte die Nullhypothese anhand des supLM-Tests nicht verworfen werden, bricht der Algorithmus oder dessen aktuelle Iteration an dieser Stelle ab. Wurde hingegen festgestellt, dass die Regressionsbeziehung aus (4.30) einen Strukturbruch aufweist, wird in Schritt 3 dessen genaue Position entlang der Ordnungsvariablen bestimmt.

Schritt 3: **Bestimmung der Bruchstelle**

Hierfür wird eine Variable \bar{a} , welche für die gesuchte Bruchstelle steht, zur **Zielfunktion** aus (4.32) hinzugefügt. Die Likelihood-Funktion wird durch den neuen Parameter in zwei Summanden geteilt, die nun über separate Beobachtungsgruppen berechnet werden. Dabei besteht die eine aus den Probanden, deren Alter über, die andere aus jenen, deren Alter unter \bar{a} liegt. Als Bruchstelle wird jenes Alter gewählt, welches die Summe der an ihm geteilten Likelihood-Funktionen maximiert. Formal gilt es folgendes System zu lösen:

$$\arg \max_{\theta_{0t}, \theta_{1t}, \bar{a}} \sum_{i \in I_0} \Psi(y_{it}, a_{it}, x_{it}, \theta_{0t}) + \sum_{i \in I_1} \Psi(y_{it}, a_{it}, x_{it}, \theta_{1t}), \quad \bar{a} \in [a_{\min}, a_{\max}], \quad (4.36)$$

$$I_0 = \{i \mid a_{it} \in [a_{\min}, \bar{a} - 1]\}, \quad I_1 = \{i \mid a_{it} \in [\bar{a}, a_{\max}]\}$$

Hier werden durch die Maximierung der Zielfunktion die zwei Parametervektoren θ_{0t} und θ_{1t} sowie die Bruchstelle \bar{a} bestimmt. Letztere wird innerhalb eines Intervalls gewählt, das beim Alter a_{\min} des jüngsten Probanden aus der im aktuellen Durchgang des Algorithmus betrachteten Beobachtungsgruppe beginnt und beim Alter a_{\max} des ältesten endet. Das betrachtete Intervall ist deshalb in jeder Iteration des Algorithmus ein anderes.

Die Schätzung der Modellparameter hatte im zuvor beschriebenen zweiten Schritt des Verfahrens lediglich für ein Modell zu erfolgen, welches sämtliche Beobachtungen des aktuellen Durchgangs berücksichtigte. Dabei war der **Rechenaufwand** jedoch bereits höher als im RD-Design, wo jeweils nur die Beobachtungen innerhalb eines Intervalls von ± 5 Altersjahren um eine betrachtete Schwelle herum verwendet wurden. Nochmals deutlich aufwändiger ist die aktuelle Schätzaufgabe, da hier für jede hypothetische Bruchstelle \bar{a} aus dem Bereich a_{\min} bis a_{\max} eine separate Maximierung von zwei sich summierenden Zielfunktionen erforderlich ist. Das heisst, dass anhand der Beobachtungen links und rechts eines jeden vorkommenden Altersjahres ein separates binäres Regressionsmodell geschätzt werden muss – und dies für jede Rekursion des Algorithmus erneut. Allein im ersten Durchgang müssen damit bei ungefähr 40

lung betrachten die zweitgenannten Autoren anhand eines etwas modifizierten linearen Regressionsmodells den Verlauf der Wechselkurse des chinesischen Yuan und der indischen Rupie. Weitere Anwendungsbeispiele werden in den bereits genannten Beiträgen von Zeileis und Hornik (2007) sowie Zeileis (2005, 2006) gegeben.

möglichen Bruchstellen um die 80 Modelle geschätzt werden. Je nach dem, welches Altersjahr als Bruchstelle bestimmt wurde, müssen anschliessend z.B. zweimal 19 Bruchstellen mit annähernd so vielen Modellen geschätzt werden. Obschon der Rechenaufwand so mit jedem weiteren Durchgang des Algorithmus abnimmt, wird es in Kapitel 6.2 angesichts der umfangreichen Daten erforderlich sein, auf die Berücksichtigung einiger der weniger einflussreichen erklärenden Variablen zu verzichten, um diesen noch bewältigen zu können.

Schritt 4: Iteration für die gewählten Untergruppen

Wurde die Lage des Strukturbruchs \bar{a} in Schritt 3 bestimmt, werden in Schritt 4 die verwendeten Beobachtungen an der gefundenen Bruchstelle nach

$$I_0 = \{i \mid a_{it} \in [a_{\min}, \bar{a} - 1]\}, \quad I_1 = \{i \mid a_{it} \in [\bar{a}, a_{\max}]\} \quad (4.37)$$

in zwei Gruppen aufgeteilt. Für jede der beiden Beobachtungsgruppen wird nun wieder bei Schritt 1 begonnen, wonach die weiteren Schritte wie beschrieben folgen. Sobald die Nullhypothese in Schritt 2 für keine der gefundenen Untergruppen mehr verworfen werden kann, ist der Algorithmus beendet und die Lage sämtlicher Strukturbrüche bekannt – womit sich die einleitend beschriebenen Beschäftigungseffekte schätzen lassen.

Während bereits die Klasse der M-Fluktuationstests erst vor kurzem entwickelt wurde und es deswegen erst wenige publizierte **empirische Anwendungen** gibt, gilt dies für das mbP-Verfahren noch in verstärktem Masse, da es auf besagter Klasse aufbaut und nochmals jünger ist. Die Autoren selbst demonstrieren den Algorithmus an vier verschiedenen Datensätzen, wobei in einem Fall die abhängige Variable wie hier binär ist. Dort untersuchen sie das Auftreten von Diabetes unter Angehörigen des Pima-Indianerstammes, wobei sie in ihrem Modell Strukturbrüche unter anderem entlang des Alters der Probanden zulassen (Zeileis, Hothorn & Hornik, 2008, S. 499ff.). Unterschiede in derselben Dimension vermuten in einer aktuellen Studie auch Strobl, Wickelmaier und Zeileis (2009), die das mbP-Verfahren im Zusammenhang mit Präferenzordnungen auf ein Bradley-Terry-Modell anwenden.

Im folgenden Kapitel werden zunächst die verwendeten Daten beschrieben, bevor die beiden vorgestellten Methoden im übernächsten Kapitel auf diese angewendet und die erzielten Resultate präsentiert werden.

5 Daten

Die verwendeten Daten stammen aus dem Informationssystem der **Arbeitsvermittlung und Arbeitsmarktstatistik** [AVAM], das Angaben zu sämtlichen Stellensuchenden sowie zu allen offenen Stellen, die bei den Regionalen Arbeitsvermittlungszentren [RAV] gemeldet werden, enthält. Das Informationssystem dient neben der öffentlichen und privaten Arbeitsvermittlung wie hier auch statistischen Zwecken (vgl. Verordnung über das Informationssystem für die Arbeitsvermittlung und die Arbeitsmarktstatistik, Art. 3). Unter anderem basieren die monatlich vom Staatssekretariat für Wirtschaft [SECO] veröffentlichten Arbeitslosenzahlen auf diesen Daten.

Das vorliegende Datenmaterial besteht aus monatlichen Auszügen aus diesem Informationssystem. Die Datendateien der einzelnen Monate enthalten die Angaben zu den damals registrierten Stellensuchenden und setzen sich jeweils aus **Zugangs-, Bestandes- und Abgangsrecords** zusammen. Erstere umfassen die im jeweiligen Monat erfolgten Anmeldungen zur Stellensuche, während letztere die Abmeldungen festhalten. Die Bestandesrecords geben einen vollständigen Überblick über die Personen, welche an einem Stichtag (dem letzten Arbeitstag eines Monats) als stellensuchend gemeldet waren. Im Prinzip sollte sich der Bestand eines Kalendermonats m wie folgt zusammensetzen:

$$\text{Bestand}_m = \text{Bestand}_{m-1} + \text{Zugänge}_{m,m-1} - \text{Abgänge}_{m,m-1} \quad (5.1)$$

Aufgrund administrativer Ungenauigkeiten und eines zumindest nicht während des gesamten Beobachtungszeitraums genügend fehlerrobusten Systems gilt diese Gleichung nicht. So fehlen etwa bis zum Ende des Jahres 2003 jeden Monat im Durchschnitt etwa 13% der nicht mehr in den Bestandesrecords aufgeführten Stellensuchenden in den Abgangsrecords. Da die Bestandesrecords am verlässlichsten zu sein scheinen und auch dem SECO zur Ermittlung der amtlichen Arbeitslosenzahlen dienen, werden sie hier als zentrale Arbeitsgrundlage verwendet.

Wie zu Beginn des vorhergehenden Kapitels beschrieben, wird zur Konstruktion der abhängigen Variablen die **Dauer der Stellensuche** einer Person in Monaten τ_i benötigt. Diese lässt sich aus den Bestandesrecords des noch zu bestimmenden Beobachtungszeitraums über einen **Kohortenansatz** herleiten, ohne dass auf die Zugangs- oder Abgangsrecords zurückgegriffen werden müsste: Zunächst werden die neu zugegangenen Personen zu Beginn des Zeitraums über einen Vergleich der Bestandesrecords des ersten Kalendermonats des Beobachtungszeitraums mit jenen des letzten noch nicht innerhalb dieses Zeitraums liegenden Kalendermonats

bestimmt. Diese bilden die erste so genannte Zugangskohorte. Anschliessend wird in den Bestandesrecords jedes weiteren Kalendermonats des Beobachtungszeitraums analog eine neue Zugangskohorte ermittelt, wobei gleichzeitig geprüft wird, ob die Mitglieder der vorhergehenden Zugangskohorten noch oder bereits wieder in den Bestandesrecords erfasst sind. So lassen sich die individuellen Geschichten der Stellensuche der einzelnen Kohortenmitglieder in Monatsintervallen nachzeichnen.

Nicht erfasst bleiben in diesem Ansatz jene Stellensuchenden, die sich zwischen zwei aufeinanderfolgenden Stichtagen sowohl bei einem RAV an- als auch gleich wieder abgemeldet haben. Angesichts der sehr kurzen Zeitspanne und des anfallenden administrativen Aufwands, dürften dies jedoch nur sehr wenige Personen sein. Dennoch wird die Wahrscheinlichkeit, im ersten der 18 betrachteten Verlaufsmonate der Stellensuche eine Anstellung zu finden, aufgrund dieser fehlenden Beobachtungen tendenziell unterschätzt und allenfalls leicht verzerrt dargestellt – je nach den Gründen der Abmeldungen. Bei der Interpretation der Resultate in Kapitel 0 gilt es dies zu berücksichtigen.

Als **Beobachtungszeitraum** hätten ursprünglich die letzten zehn Jahre dienen sollen. Da jedoch zwei für die Beschäftigungschancen prägende Persönlichkeitsmerkmale (die “Vermittlungsstufe” und die “Fremdsprachen”) erst seit neun Jahren erhoben werden und auch eine um ein Jahr verkürzte Zeitspanne noch überaus viele Beobachtungen liefert, beginnt der Beobachtungszeitraum mit deren erstmaliger Erhebung. So wird die erste Kohorte aus den Bestandesrecords des 28. Februar 1999 ermittelt, während die jüngste aus den Records vom 31. Januar 2008 stammt. Da es für die Beschäftigungschancen aber auch entscheidend sein könnte, ob und vor wie langer Zeit jemand bereits auf Stellensuche war, werden noch ältere Bestandesrecords ausgewertet. Im Folgenden wird angenommen, dass eine solche “Vorbelastung” maximal bis zu vier Jahre lang die Wahrscheinlichkeit eine Stelle zu finden beeinflusst. Die Mitglieder jeder Kohorte werden deshalb zusätzlich über eine **Vorlaufzeit** von vier Jahren zurückverfolgt. Insgesamt werden so letztlich 156 Bestandesrecords ausgewertet: 48 aus der Vorlaufzeit und 108 aus dem eigentlichen Beobachtungszeitraum.

Wie die Aufbereitung der Bestandesrecords genau erfolgte, wird im nächsten Abschnitt beschrieben. Danach wird gezeigt, welche Kontrollvariablen aus dem Datensatz für die Schätzungen ausgewählt wurden, wobei einige deskriptive Statistiken zu diesen gegeben werden.

5.1 Aufbereitung

Im Informationssystem der Arbeitsvermittlung und Arbeitsmarktstatistik besitzt jede Person, die bereits einmal als stellensuchend gemeldet war, eine eindeutige **Identifikationsnummer** [ID], die ihr im Falle einer erneuten Anmeldung wieder zugewiesen wird. Anhand dieser ID lässt sich die Geschichte der Stellensuche jeder Person über Jahre hinweg verfolgen (Benutzer-Handbuch AVAM, 1992, S. 217ff.).

Um die potentiell vorbelasteten Stellensuchenden zu bestimmen, werden zunächst alle in den Beständen der **Vorlaufzeit** (28. Februar 1995 bis 31. Januar 1999) vorkommenden IDs gesammelt, wobei jeweils der Monat vermerkt wird, in dem sie zuletzt registriert worden sind. So lässt sich, wenn eine dieser IDs später wieder auftaucht, die verstrichene Zeit seit der letzten Stellensuche der betroffenen Person bestimmen. Über den **Beobachtungszeitraum** (28. Februar 1999 bis 31. Januar 2008) werden dann stets die aktuellen Bestandesrecords eines Kalendermonats mit jenen des Vormonats verglichen. Die zum ersten Mal auftauchenden IDs bilden dabei die Zugangskohorten. Gleichzeitig werden Abgänge sowie Wiederzu- und Wiederabgänge in den bereits bestehenden Kohorten erfasst. Von den 184'339 Personen, welche zu Beginn des Beobachtungszeitraums nicht neu auf Stellensuche waren und deshalb nicht der ersten Zugangskohorte zugerechnet wurden, haben 367 während des gesamten Zeitraums keine Stelle gefunden. Sie wurden damit auch in keiner der anderen Zugangskohorten erfasst und fallen gänzlich aus der Betrachtung. Gemessen an den 166'414 Stellensuchenden von Ende Januar 2008 machen diese jedoch nur 0.2% aus, was heisst, dass 99.8% der Stellensuchenden erfasst wurden.

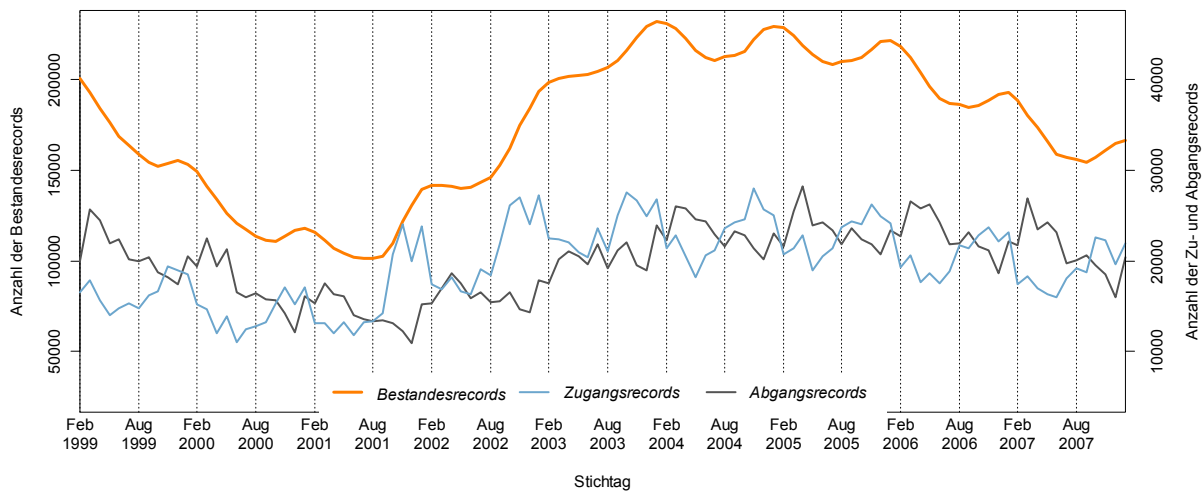


Abbildung 5-1: Entwicklung der Bestände, der Zu- und der Abgänge über die Zeit

Abbildung 5-1 zeigt die Entwicklung der Anzahl der in den Bestandes-, den Zu- und den Abgangsrecords registrierten Personen während des Beobachtungszeitraums. Angaben zur Zusammensetzung der Records finden sich in den Anhängen IV und V. Im erstgenannten sind für jeden betrachteten **Kalendermonat** unter anderem die Anzahl der Stellensuchenden, die Grösse der Zugangskohorten sowie die Aufteilung der Abgänge angegeben. Im zweitgenannten werden die Veränderungen in den einzelnen Zugangskohorten über die **Verlaufsmonate** der Stellensuche hinweg verfolgt. Unter anderem wird dort gezeigt, wie viele der Kohortenmitglieder sich in jedem der ersten 18 Verlaufsmonate beim RAV abgemeldet haben.

Um jene Personen, welche nachweislich eine Stelle gefunden haben ($\approx \frac{2}{3}$), von denen zu trennen, die aus anderen Gründen nicht mehr registriert sind ($\approx \frac{1}{3}$), ist ein Rückgriff auf die Abgangsrecords unumgänglich⁴⁶. Der **“Abmeldegrund”** wird nur dort vermerkt, in den Bestandesrecords dagegen nicht. Wie bereits erwähnt, fehlen bis Ende des Jahres 2003 im Durchschnitt jeweils etwa 13% der nicht mehr in den Bestandesrecords aufgeführten Stellensuchenden in den Abgangsrecords. Erst danach stimmen die Daten (mit wenigen Ausnahmen) überein. Personen deren Abgangsgrund sich nicht eruieren lässt, werden hier aus der Stichprobe ausgeschlossen. Dadurch gehen über den gesamten Erhebungszeitraum 81'494 Beobachtungen verloren (vgl. Anhang V). Ob ein Stellensuchender nachweislich eine Stelle gefunden hat oder nicht, scheint jedoch keinen Zusammenhang mit seinem Fehlen in den Abgängen zu haben: Das Verhältnis der Personen, welche nachweisbar eine Stelle gefunden haben, zu denen, die sich aus anderen Gründen abmeldeten, bleibt vor und nach Ende 2003 etwa konstant bei 2:1. Da ab Anfang 2004 beinahe sämtliche Abgänge in den Abgangsrecords vermerkt sind, sich das erwähnte Verhältnis jedoch nicht ändert, scheint es unwahrscheinlich, dass dieses in den bis dahin jeweils fehlenden 13% ein anderes gewesen sein könnte, als es in den beobachteten 87% war. Der Ausschluss der Beobachtungen wird deshalb kaum zu einem Selektionsbias führen und dürfte bis auf die Reduktion der Datenbasis keine weiteren Konsequenzen für die Schätzungen in Kapitel 0 haben.

Wichtig für die Interpretation der Resultate ist es festzuhalten, dass im AVAM lediglich Abgänge, welche nachweislich eine Anstellung gefunden haben, mit “Stelle gefunden” vermerkt werden. Ein “anderer Grund” kann zuweilen auch ein Stellenantritt sein, der dem RAV aber nicht gemeldet wurde. Dadurch werden die tatsächlichen Beschäftigungswahrscheinlichkeiten

⁴⁶ Die im AVAM erfassten möglichen anderen “Abmeldegründe” sind: “der Kontrollpflicht ferngeblieben”, “verzichtet auf Vermittlung”, “weggezogen”, “nicht vermittlungsfähig” sowie “sonstiger Grund”.

hier tendenziell unterschätzt. Die berechneten werden also lediglich ein Minimum für die tatsächlichen Anstellungschancen darstellen – womit auch die fraglichen Beschäftigungswirkungen der Altersstaffelung des BVG in Wirklichkeit eher etwas ausgeprägter sein dürften, als deren Schätzungen suggerieren.

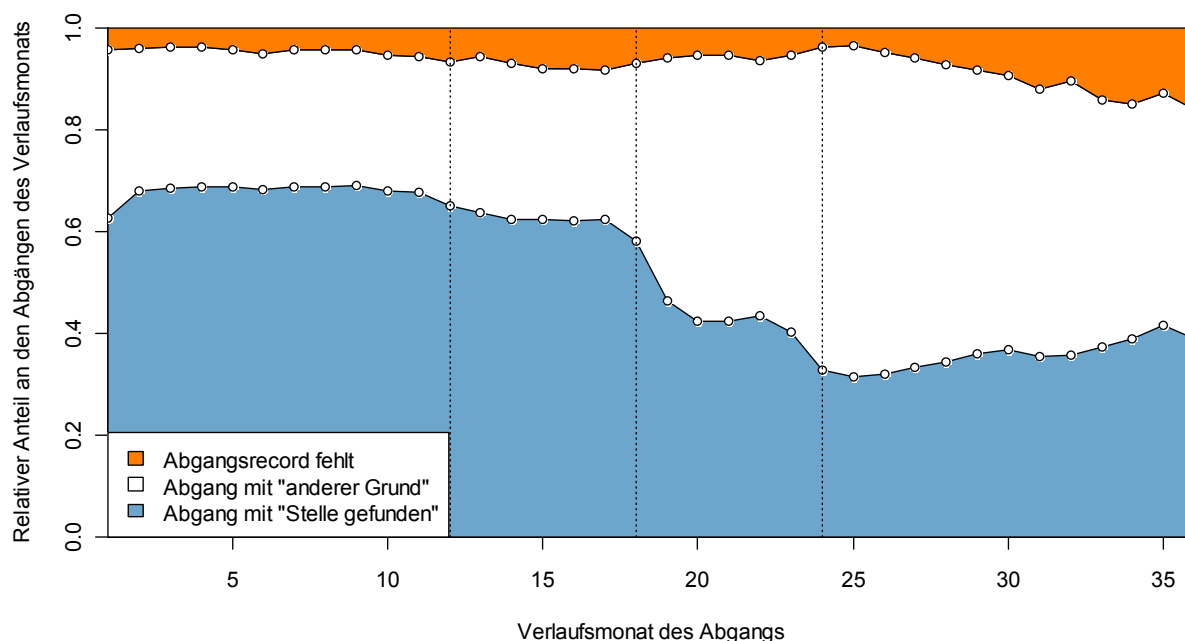


Abbildung 5-2: Die Zusammensetzung der Abgänge nach Verlaufsmonat der Abmeldung

Wie gezeigt, ist der “Abmeldegrund” zwar nicht vom Kalendermonat abhängig, in dem eine Abmeldung erfolgte, dafür aber bis zu einem gewissen Grad vom Verlaufsmonat der Stellensuche, wie in Abbildung 5-2 zu erkennen ist. Dort ist gut zu sehen, dass die relativen Anteile von “Stelle gefunden”, “anderer Grund” und “Abgangsrecord fehlt” innerhalb des ersten Jahres der Stellensuche (bis zur ersten senkrechten gestrichelten Linie) etwa konstant bleiben. Danach nimmt der Anteil der Personen, die nachweislich eine Stelle gefunden haben zugunsten der anderen beiden Kategorien langsam ab. Bis zu einer Stellensuchdauer von 18 Monaten (zweite senkrechte gestrichelte Linie), ist die Zusammensetzung der Abgänge jedoch noch relativ stabil. Von da an werden vor allem Abgänge mit “anderer Grund” rasch häufiger. Diese Beobachtung lässt sich teilweise darauf zurückführen, dass die drei gestrichelten Linien in Abbildung 5-2 die verschiedenen Bezugsdauern an Taggeldern wiedergeben, welche im Arbeitslosenversicherungsgesetz [AVIG] für unterschiedliche Personengruppen festgehalten sind (Art. 27 AVIG). Dass dies dazu führt, dass Abmeldungen mit “Stelle gefunden” seltener werden, hat zwei Gründe: Einerseits entfällt für die Stellensuchenden nach dem Auslaufen des Taggeldanspruchs ein wichtiger Anreiz einen Stellenantritt beim RAV zu melden oder

überhaupt mit diesem in Kontakt zu bleiben. Andererseits ist es auch für die RAVs weniger wichtig zu wissen, was aus Stellensuchenden geworden ist, die kein Taggeld mehr beziehen. Für die Beschäftigungschancen bedeutet dies, dass sie ab dem zwölften Verlaufsmonat tendenziell noch ein wenig mehr unterschätzt werden. Da der "andere Grund" aber nur sehr langsam häufiger wird, dürfte höchstens eine leichte Veränderung in den Beschäftigungschancen feststellbar sein. Eine Wirkung auf die Beschäftigungseffekte könnte entsprechend gänzlich ausbleiben.

Nachdem nun gezeigt wurde, wie die Kohorten verfolgt und die "Abmeldegründe" ermittelt wurden, soll im Folgenden noch die Konstruktion der **Indikatorvariablen** y_{it} etwas näher erläutert werden. Wie bereits zu Beginn von Kapitel 0 beschrieben wurde, wird y_{it} aus der bei Person i gemessenen Dauer der Stellensuche τ_i nach

$$y_{it} = \begin{cases} 0, & \text{wenn } \tau_i > t \\ 1, & \text{wenn } \tau_i = t \end{cases} \quad (5.2)$$

hergeleitet, wobei i für $\tau_i < t$ nicht weiter verwendet wird. Für jede Person i gilt es also für die ersten 18 Verlaufsmonate t nach Beginn ihrer Stellensuche festzustellen, ob sie in diesem noch auf Stellensuche war ($\tau_i \geq t$) und falls ja, ob sie eine "Stelle gefunden" ($y_{it} = 1$) oder "keine Stelle gefunden" ($y_{it} = 0$) hat. Hierbei gilt es zwei Spezialfälle zu beachten, welche aus den bisherigen Ausführungen dieses Kapitels hervorgehen. Zum einen sind dies die Beobachtungen, welche am Ende des Beobachtungszeitraums rechtszensiert wurden und zum anderen jene, deren Abmeldung aus einem "anderen Grund" erfolgte. Unter Berücksichtigung dieser beiden neuen Kategorien lässt sich y_{it} nun als

$$y_{it} = \begin{cases} 1, & \text{wenn } \tau_i = t \text{ und Abmeldung mit "Stelle gefunden"} \\ 0, & \text{wenn } \begin{cases} \tau_i = t \text{ und Abmeldung mit "anderer Grund"} \\ \tau_i > t \end{cases} \end{cases} \quad (5.3)$$

schreiben, wobei eine Beobachtung weggelassen wird, falls $\tau_i < t$ gilt oder τ_i in t zensiert wurde. In Abbildung 5-3 ist dieses Vorgehen schematisch dargestellt. Die Höhe der Balken gibt dort die Anzahl der in den ersten drei Verlaufsmonaten verfügbaren Beobachtungen wieder. So steht der erste Balken für sämtliche Beobachtungen aus den Zugangskohorten aller Kalendermonate, der zweite umfasst jene, die am ersten Stichtag nach ihrer Registrierung noch als stellensuchend gemeldet waren und der dritte solche, die auch am zweiten Stichtag nach der

Anmeldung noch registriert waren. In Abbildung 5-3 sind durch unterschiedlich gefärbte Bereiche die vier hier interessierenden Zustände beschrieben, in denen sich die Stellensuchenden am Ende eines Verlaufsmonats befinden können.

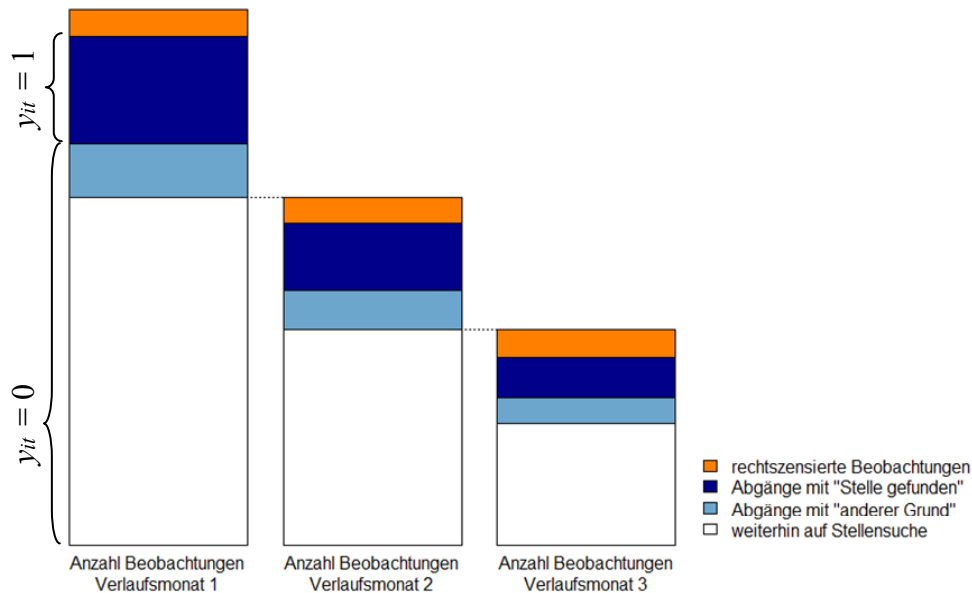


Abbildung 5-3: Schematische Darstellung der Anzahl und der Zusammensetzung der Beobachtungen in den ersten drei Verlaufsmonaten

Wie zu erkennen ist, werden einzig die Beobachtungen in den weissen Bereichen, die "weiterhin auf Stellensuche" sind ($\tau_i > t$), auch im jeweils nächsten Verlaufsmonat noch verwendet. Wohl ebenfalls nicht erfolgreich bei der Stellensuche waren die Personen der hellblau gefärbten Bereiche, jedoch mit dem Unterschied, dass sie sich beim RAV aus "anderen Gründen" abgemeldet haben. Diese beiden Kategorien von erfolglosen Stellensuchenden werden mit "**keine Stelle gefunden**" ($y_{it} = 0$) kodiert. Personen welche sich ebenso beim RAV abgemeldet haben, laut Angaben aus den Abgangsrecords aber eine Anstellung gefunden haben, werden hier mit "**Stelle gefunden**" ($y_{it} = 1$) kodiert und über die dunkelblauen Bereiche wiedergegeben. Eine letzte Art von Beobachtungen stellen die Personen der orangefarbenen Bereiche dar, deren Suchdauer am letzten Stichtag des Beobachtungszeitraums zensiert wurde. Wird ein Verlaufsmonat betrachtet, der jenseits des letzten Stichtags liegt, werden die betroffenen Beobachtungen aus den Berechnungen ausgeschlossen.

Wie gezeigt wurde, werden zur Konstruktion der abhängigen Variablen aus dem Datenbestand des AVAM lediglich die ID und der “Abmeldegrund” eines Stellensuchenden benötigt. Die weiteren dort erfassten Personenmerkmale, welche für die Beschäftigungschancen bestimmend sein könnten, werden im nächsten Unterkapitel vorgestellt.

5.2 Variablenauswahl

Zu jeder Person sind im AVAM neben der ID etwa 160 weitere Angaben vermerkt. Viele davon sind jedoch redundant (so werden z.B. neben der Postleitzahl auch der Kanton und die Grossregion der Wohngemeinde festgehalten), haben keinen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eine Anstellung zu finden (wie z.B. das Verarbeitungsdatum) oder erleichtern lediglich die Auswertung der Daten (wie z.B. die binäre Variable, deren Summe die Anzahl der Zugänge zur Arbeitslosigkeit wiedergibt). Aus dieser Fülle an Informationen wurden 19 “zeitunabhängige” sowie sechs “zeitabhängige” Merkmale gewonnen, welche die Beschäftigungschancen beeinflussen könnten und um die kontrolliert werden soll. Hier werden zunächst die einen, dann die anderen vorgestellt. Zum Schluss werden vier Wechselwirkungen zwischen diesen Variablen erläutert, welche für die Wahrscheinlichkeit, eine Anstellung zu finden, ebenfalls bestimmend sein dürften. Basierend auf diesen insgesamt 29 Merkmalen umfasst der Vektor x_{it} , der die beobachtete Heterogenität der Untersuchungsobjekte auffängt (vgl. Kapitel 0), letztlich 82 Regressoren. Darunter finden sich primär Dummy-Variablen, die aus den vielen nominalskalierten Merkmalen gewonnen wurden.

In Tabelle 5-1 ist der erste Teil der “**zeitunabhängigen**” Variablen (wie z.B. das Geschlecht) wiedergegeben. Die Werte dieser Variablen könnten sich zwar teilweise potentiell verändern, sie tun dies aber selten, weshalb diese Möglichkeit hier ignoriert wird. Bei den “**zeitabhängigen**” Variablen (wie z.B. dem Alter oder dem aktuellen Jahr) lässt sich dagegen schon im Voraus bestimmen, wann sich diese ändern werden. Die Werte der “zeitunabhängigen” Variablen beziehen sich jeweils auf deren Ausprägung zu Beginn der Stellensuche und werden, anders als diejenigen der “zeitabhängigen” Variablen, für die folgenden Verlaufsmonate nicht aufdatiert.

Tabelle 5-1: Übersicht zu den zeitunabhängigen Variablen (Teil 1)

Name	Ausprägungen	Ref. Kat.	n ¹	Ø Dauer ²
Vorbelastung	ja		313'652	9.2
	nein	x	890'567	7.6
Grossregion	Zentralschweiz		92'107	7.4
	Westschweiz	x	334'677	7.5
	Ostschweiz		382'273	7.7
	Tessin		53'274	8.3
	Romandie		341'888	9.0
aktueller Status	arbeitslos	x	1'000'214	7.9
	nicht arbeitslos		204'005	8.6
Zivilstand	ledig	x	566'938	6.5
	verheiratet		525'386	9.4
	geschieden		101'874	9.6
	verwitwet		10'020	10.9
Geschlecht	männlich	x	628'850	7.9
	weiblich		575'369	8.1
Qualifikation	gelernt	x	747'885	7.6
	ungelernt		332'775	8.6
	angelernt		123'559	9.1
ausgeübte Funktion	Lehrling		67'598	5.3
	Student		29'879	6.4
	Schüler		34'705	7.1
	Heimarbeit		3'481	7.3
	selbständig	x	10'864	7.6
	Fachfunktion		636'192	8.0
	Hilfsfunktion		352'419	8.7
	Kaderfunktion		69'081	9.2
gesuchte Arbeitszeit	vollzeit	x	1'016'554	7.9
	teilzeit		187'665	8.9
Mobilitätsbereitschaft	Teile der CH		26'941	7.2
	ganze CH		13'676	7.3
	Tagespendler		1'122'618	7.9
	Ausland		7'477	8.7
	nicht mobil	x	33'507	12.5
Vermittelbarkeitsstufe	kaum Unterstützungsbedarf	x	16'581	6.0
	leichte VF		109'675	6.9
	mittlere VF ohne QB		139'850	7.3
	mittlere VF		648'745	8.0
	mittlere VF mit QB		66'880	8.1
	schwere VF QB Grundqualifikation		10'783	8.6
	schwere VF mit beruflichem QB		33'526	9.2
	Spezialfälle		12'295	9.4
	schwere VF		81'158	9.8
	schwere VF ohne beruflichen QB		37'008	9.9

¹ Beobachtungen, bei denen der Abmeldegrund und das betrachtete Merkmal bekannt sind² Abgänge, bei denen der Abmeldegrund und das betrachtete Merkmal bekannt sind

Die Variablen in Tabelle 5-1 sind allesamt nominal- oder ordinalskaliert, weshalb neben deren Namen auch deren mögliche Ausprägungen angegeben werden. Für die Schätzungen in Kapitel 0 werden für diese Variablen jeweils Dummy-Kodierungen verwendet. Die "Ref. Kat." gibt die dabei gewählte Bezugskategorie an. Zu jeder Ausprägung ist unter "n" deren absolute Häufigkeit festgehalten und unter "Ø Dauer" die durchschnittliche Dauer der Stellensuche der Personen, welche diese Ausprägung aufweisen. Da die meisten der aufgeführten Variablen selbsterklärend sind, werden im Folgenden nur die ungewöhnlicheren näher erläutert.

Die "**Vorbelastung**" gibt an, ob jemand in den vier Jahren vor seiner aktuellen Stellensuche bereits einmal bei einem RAV registriert war. Neben der hier gewählten Ja/Nein-Kodierung wurden auch andere getestet, welche die verstrichene Zeit seit der letzten Registrierung berücksichtigen. Wie Abbildung III in Anhang VI erahnen lässt, verzeichneten jedoch stets nur einzelne der getesteten Variablenkategorien einen signifikanten Einfluss auf die Beschäftigungschancen, weshalb letztlich diese simpelste aller Kodierungen gewählt wurde.

Die "**Vermittelbarkeitsstufe**" gibt die subjektive Einschätzung eines RAV-Mitarbeiters zur Vermittelbarkeit seines betreuten Stellensuchenden wieder. Sie wird stark von bereits bekannten Persönlichkeitsmerkmalen geprägt, wie etwa dem Alter oder der Mobilitätsbereitschaft eines Stellensuchenden. Dennoch liefert sie wichtige Informationen, da in das ihr zugrunde liegende subjektive Urteil viele ansonsten unbeobachtete Charakteristiken eines Stellensuchenden einfließen können. Die "Vermittelbarkeitsstufe" wird deswegen als eine Art Auffanggefäß für ansonsten unbeobachtbare Heterogenität beibehalten.

Im Zuge einer Umstellung des Informationssystems auf Anfang des Jahres 2004 wurde auch die Messung der Variablen "**Qualifikation**" und "ausgeübte Funktion" leicht angepasst. So wurde die "Qualifikation" bis zu diesem Zeitpunkt noch im erlernten Beruf erfasst, danach im ausgeübten. Weiter umfasst die Variable "**ausgeübte Funktion**" erst seit Ende Januar 2004 eine Merkmalsausprägung "Student". Zuvor wurden die Studenten der Kategorie "Schüler" zugeordnet. Obschon die Variablen nicht in jedem Zeitpunkt dasselbe messen, werden sie in der Schätzung berücksichtigt. Wie sich noch zeigen wird, leisten sie trotz ihrer Mängel einen ansehnlichen Beitrag zur Erklärung der Unterschiede in den Beschäftigungschancen der Probanden.

Tabelle 5-2: Übersicht zu den zeitunabhängigen Variablen (Teil 2)

Name	Ausprägungen	Ref. Kat.	n ¹	Ø Dauer ²
Anstellungsdauer	befristet		15'422	3.3
	unbefristet	x	1'188'797	8.1
Nationalität	Schweizer(in)	x	731'014	7.6
	Ausländer(in)		473'205	8.7
gesuchter Beruf	Bau, Aus- & Bergbau		79'935	6.1
	Land- & Forstwirtschaft		18'336	6.3
	Gastgewerbe & pers. Dienstleist.		173'608	7.9
	Gesundheits-, Lehr- & Kulturberufe		146'675	7.9
	Industrie & Gewerbe		166'318	8.0
	Management & Administration		212'180	8.1
	Handel & Verkehr		180'692	8.2
	Technische & Informatikberufe		82'954	8.2
	keine Angabe	x	52'360	8.8
	nicht klassierbar		91'161	9.3
ausgeübter = gesuchter Beruf	ja		850'392	8.1
	nein	x	353'827	7.9
erlernter = gesuchter Beruf	ja		626'673	7.4
	nein	x	577'546	8.7
Wirtschaftszweig	Land- & Forstwirtschaft		14'248	6.7
	Bau	x	83'006	7.0
	Erziehung & Unterricht		33'715	7.2
	keine Angabe		209'539	7.3
	Beherbergungs- & Gaststätten		132'358	7.6
	Gesundheits- & Sozialwesen		73'324	7.9
	sonstige		14'582	8.1
	Wohnungswesen, Vermietung & unternehmensbezogene Dienstleistungen		139'173	8.2
	Handel, Unterhalt von Automobilen und Gebrauchsgütern		184'722	8.3
	Verkehr & Nachrichtenübermittlung		44'502	8.3
sonstige Dienstleistungen		45'478	8.7	
öffentl. Verwaltung, Verteidigung, Sozialversicherungen	öffentl. Verwaltung, Verteidigung, Sozialversicherungen		31'100	8.7
	Kreditinstitute & Versicherungen		37'024	9.0
	Herstellung von Waren		161'448	9.1
Sprachausländer(in)	Sprachschweizer(in)	x	827'183	7.6
	Sprachausländer(in)		377'036	8.9
spricht Englisch	ja	x	276'372	7.5
	nein		927'847	8.2
Sprachregionsausländer(in)	Muttersprache	x	718'284	7.5
	Fremdsprache		207'924	8.6
	Sprachausländer		278'011	8.9

¹ Beobachtungen, bei denen der Abmeldegrund und das betrachtete Merkmal bekannt sind

² Abgänge, bei denen der Abmeldegrund und das betrachtete Merkmal bekannt sind

Wie in Tabelle 5-2 ersichtlich wird, wurde die Angabe zur **“Nationalität”** einer Person in eine binäre Variable umkodiert, die besagt ob jemand Schweizer Staatsbürger ist oder nicht. In

Kombination mit den Variablen **“Sprachausländer(in)”** und **“Sprachregionausländer(in)”** erweist sich diese Kodierung als genügend detailliert. Das erste dieser beiden Sprachmerkmale besagt, ob jemand eine Schweizer Landessprache zur Muttersprache spricht. Die zweite berücksichtigt neben der Muttersprache auch Fremdsprachen und gibt an, inwieweit ein Stellensuchender die Hauptsprache der Grossregion, in welcher er eine Anstellung sucht, beherrscht. Für die Konstruktion dieser Variablen ist eine Person einer Fremdsprache nur dann mächtig, wenn sie angibt, diese sowohl mündlich wie auch schriftlich mit einer der zwei Höchstnoten (**“gut”** oder **“sehr gut”**) auf der vorgegebenen Viererskala zu beherrschen. Mit Hilfe der drei genannten Variablen wird zum Beispiel ein Belgier, der als Muttersprache Französisch, daneben aber auch fließend Deutsch spricht und in der Ostschweiz eine Anstellung sucht, als Ausländer und Sprachschweizer gewertet, der in einer Fremdsprachenregion auf Stellensuche ist. Das Zusammenwirken der Variablen **“Sprachausländer(in)”** und **“Sprachregionausländer(in)”** wird in Anhang VI in Abbildung IV nochmals veranschaulicht. Da neben den drei grossen Landessprachen auch dem Englischen eine hohe Bedeutung zukommt, wird mit der Variable **“spricht Englisch”** zusätzlich festgehalten, ob jemand diese Sprache als Mutter- oder Fremdsprache beherrscht.

Die Einteilung der Berufe in der Variablen **“gesuchter Beruf”** entspricht dem Schema der einstelligen **“Schweizer Berufsnomenklatur 2000”** [SBN 2000]. Da die Berufsangaben für Beobachtungen aus dem Zeitraum vor Ende Januar 2004 nur nach der Systematik der **“Volkszählung 80”** [VZ 80] verfügbar sind, mussten diese neu kategorisiert werden. Die fünfstelligen Berufsangaben aus der VZ 80, die für sämtliche Beobachtungen bekannt sind, wurden zunächst (eindeutig) auf die zweistellige SBN 2000 umgeschlüsselt, bevor sie schliesslich auf deren einstellige Variante zurückgeführt wurden. Bei den Variablen **“erlernter Beruf”** und **“ausgeübter Beruf”** wurde analog verfahren. Diese Variablen gehen jedoch nicht direkt in die Schätzung ein. Stattdessen dienen sie jeweils der Konstruktion einer Hilfsvariablen, welche besagt, ob der **“gesuchte Beruf”** nach SBN 2000 in dieselbe Berufsgruppe gehört, wie der **“erlernte”** oder der **“ausgeübte Beruf”**. In Tabelle 5-2 finden sich die so konstruierten Variablen unter der Bezeichnung **“erlernter = gesuchter Beruf”** respektive **“ausgeübter = gesuchter Beruf”**.

Bei den Daten zum **“Wirtschaftszweig”** stellte sich dasselbe Problem, wie bei denjenigen zu den Berufen. Hier wurden zuerst die dreistelligen Angaben aus der **“allgemeinen Systematik der Wirtschaftszweige”** von 1985 [ASWZ 85] zu den zweistelligen aus der **“Nomenclature Générale des Activités économiques”** von 2002 [NOGA 02] umkodiert, bevor auf deren einstellige Variante umgestellt wurde. Zum Schluss wurden noch die Wirtschaftszweige, welche

nach der Umstellung weniger als 10'000 Beobachtungen enthielten, in die neu geschaffene Kategorie "sonstige" überführt.

Tabelle 5-3: Übersicht zu den zeitabhängigen Variablen

Name	Deskriptives ¹		n ²	Ref. Kat.
Alter im Verlaufsmonat <i>t</i>	<i>Entfernung zur nächsten Altersstufe beim Zugang (in Jahren)</i>			
		<i>Ø Dauer</i>		
Altersstufe im Verlaufsmonat <i>t</i>	-5	6.9	65'666	
	-4	7.0	65'028	
Interaktion Alter und Altersstufe im Verlaufsmonat <i>t</i>	-3	7.2	59'404	
	-2	7.5	55'777	
	-1	7.8	54'079	
	0	8.0	52'571	x
	1	8.1	52'084	
	2	8.3	50'816	
	3	8.5	49'119	
	4	8.7	47'335	
Wechsel der Altersstufe während der Stellensuche	<i>Stufenwechsel im ersten Halbjahr der Stellensuche</i>			
	Ja	14.3	25'001	
	Nein	14.5	506'998	x
aktuelles Jahr	<i>Anteil "Stelle gefunden" im 6. Verlaufsmonat</i>			
	1999	8.2%	29'718	x
	2000	10.1%	57'491	
	2001	8.9%	42'289	
	2002	8.4%	61'450	
	2003	7.4%	85'949	
	2004	8.7%	81'924	
	2005	8.5%	70'220	
	2006	9.6%	56'722	
	2007	10.4%	42'648	
	2008	10.8%	3588	
aktuelles Halbjahr	<i>Anteil "Stelle gefunden" im 6. Verlaufsmonat</i>			
	August - Januar	8.3%	259'757	
	Februar - Juli	9.3%	272'242	x

¹ Wegen den im Beobachtungszeitraum nicht einheitlichen Altersschwellen für Frauen, werden in den Angaben dieser Tabelle nur Männer berücksichtigt

² Abgänge, bei denen der Abmeldegrund, das betrachtete Merkmal sowie die Hilfsvariablen bekannt sind

Die Werte der sieben "zeitabhängigen" Variablen wurden für jede Person und jeden Verlaufsmonat der Stellensuche einzeln bestimmt. So wurden jeweils 18 von einem Verlaufsmonat

nat zum anderen grossteils nur leicht abweichende Variablen konstruierten. Für die deskriptiven Statistiken in Tabelle 5-3 wurden diese der Übersichtlichkeit wegen nicht alle einzeln erfasst, sondern durch individuelle zusammenfassende Hilfsvariablen ersetzt. Im Folgenden werden die einzelnen Variablen zusammen mit ihren Hilfsvariablen der Reihe nach erläutert.

Wie in Kapitel 4.1 beschrieben, wird im RD-Design das **“Alter im Verlaufsmonat t ”** (a_{it}) für die Beobachtungen innerhalb einer Altersgruppe in Abstand zur jeweiligen BVG-Altersschwelle gemessen. Ein 25-jähriger ist somit 0, eine 48-jährige ist 3 und ein 32-jähriger ist -3 Jahre alt. Für das mbP-Verfahren wird dagegen das tatsächliche Alter verwendet. Die **“Altersstufe im Verlaufsmonat t ”** (s_{it}) ist, wie ebenfalls erläutert wurde, eine Dummy-Variable mit Referenzkategorie 0, welche lediglich im RD-Design verwendet wird. Sie besagt, ob ein Proband links oder rechts der für ihn relevanten Altersstufe liegt und ermöglicht dadurch letztlich die Schätzung der fraglichen Diskontinuität in den Beschäftigungschancen. Mit dem Einbezug der Wechselwirkung zwischen dem Alter und der Altersstufe in der RDD3-Spezifikation kann beim Anstieg des Gutschriftensatzes auch eine mögliche Veränderung der Beziehung zwischen der Beschäftigungswahrscheinlichkeit und dem Alter erfasst werden. Unter der gewählten Kodierung entsprechen die Ausprägungen der Variablen **“Interaktion Alter und Altersstufe im Verlaufsmonat t ”** jeweils bis zur Altersschwelle einem Wert von 0, danach enthalten sie dieselben Werte, wie die Variable **“Alter im Verlaufsmonat t ”**. Auch diese Variable entfällt im mbP-Verfahren. Der Einfluss des Alters auf die Beschäftigungschancen wird in Tabelle 5-3 anhand der durchschnittlichen Dauer der Stellensuche in Abhängigkeit der Entfernung des Alters zur nächsten BVG-Altersschwelle verdeutlicht.

Im RD-Design wird auch untersucht, ob ein **“Wechsel der Altersstufe während der Stellensuche”** einen Einfluss auf die Beschäftigungschancen hat. Die gleichnamige Variable nimmt den Wert 1 an, wenn eine Person zu Beginn ihrer Stellensuche einer anderen BVG-Altersstufe angehörte, als dies im aktuellen Verlaufsmonat t der Fall ist. Ansonsten weist sie den Wert 0 auf. Wie in Tabelle 5-3 zu erkennen ist, hatten Probanden, die seit mindestens sechs Monaten auf Stellensuche sind und in dieser Zeit eine der gesetzlichen Altersschwellen überschritten haben, im Durchschnitt sogar eine leicht tiefere Suchdauer als jene, die in dieser Zeit ununterbrochen derselben BVG-Altersstufe zuzuordnen waren.

Um konjunkturelle Einflüsse auf die Beschäftigungschancen herauszufiltern, werden die Variablen **“aktuelles Jahr”** sowie **“aktuelles Halbjahr”** für jede Beobachtung und jeden Verlaufsmonat t bestimmt. In Tabelle 5-3 ist als deskriptive Statistik zur ersteren die durchschnittliche Anstellungschance eines Probanden, der sich im 6. Verlaufsmonat seiner Stellen-

suche befindet, gestaffelt nach dem damaligen Kalenderjahr abgetragen. Der Verlauf der Werte lässt gut erkennen, wie in der Mitte des Beobachtungszeitraums um das Jahr 2003 ein konjunkturelles Tief erreicht wurde. Danach erholen sich die mittleren Beschäftigungschancen und liegen zum Ende wieder auf einem ähnlichen Niveau, wie zu Beginn der Messungen. In der letzten Zeile von Tabelle 5-3 findet sich zur Variablen “aktuelles Halbjahr” eine analog konstruierte Statistik. Diese besagt, dass die Probanden im 6. Verlaufsmonat ihrer Stellensuche eine durchschnittlich um 1% höhere Anstellungschance hatten, wenn der aktuelle Kalendermonat zwischen Februar und Juli lag.

Tabelle 5-4: Übersicht zu den berücksichtigten Interaktionstermen

Name	Anteil 'Stelle gefunden' im 1. Verlaufsmonat ¹			Ref. Kat.
Geschlecht & verheiratet		verheiratet	Rest	
	männlich	6.5%	8.8%	
	weiblich	4.8%	9.0%	
Geschlecht & Nationalität		Schweizer(in)	Ausländer(in)	
	männlich	8.3%	7.1%	
	weiblich	8.3%	5.1%	
aktueller Status & Romandie		Rest	Romandie	
	arbeitslos	8.1%	6.8%	
	nicht arbeitslos	6.1%	7.0%	
Alter & Qualifikation		r	β	
	gelernt	0.28	0.20	x
	angelernt	0.21	0.17	
	ungelernt	0.21	0.16	

¹ Abgänge, bei denen der Abmeldegrund und die betrachteten Merkmale bekannt sind

Neben den beschriebenen Variablen werden in Kapitel 0 als Regressoren auch vier **Interaktionsterme** zwischen den verschiedenen Merkmalen aufgenommen. Aus rund 50 getesteten Wechselwirkungen erwiesen sich diese als besonders aussagekräftig. Tabelle 5-4 gibt einen Überblick der gewählten Interaktionen. Für die deskriptiven Statistiken werden dort jeweils exemplarisch die Beschäftigungschancen für den ersten Monat der Stellensuche herbeigezogen.

Als erste Wechselwirkung wird jene zwischen dem “**Geschlecht**” und dem “**Zivilstand**” der Probanden betrachtet. Hier zeigt sich, dass unverheiratete Frauen etwas einfacher eine Stelle finden als unverheiratete Männer. Ein gegenteiliges Bild ergibt sich bei den verheirateten Probanden, wo Männer deutlich bessere Chancen haben eine Anstellung zu finden. Wird

gleichzeitig nach **“Geschlecht”** und **“Nationalität”** kontrolliert, entfallen die Unterschiede zwischen Mann und Frau bei den Beschäftigungschancen für Schweizer(innen). Bei ausländischen Staatsbürger(inne)n haben es Männer dagegen klar einfacher eine Anstellung zu finden. Einen Sonderfall unter den **“Grossregionen”** bezüglich des Zusammenhangs des **“aktuellen Status”** und der Erfolgsquote bei der Stellensuche bildet die **Romandie**. In allen anderen Regionen haben es nichtarbeitslose Stellensuchende schwieriger eine neue Anstellung zu finden als arbeitslose. In der Romandie ist dies gerade umgekehrt. Werden nun noch die Variablen **“Alter”** und **“Qualifikation”** gemeinsam betrachtet, zeigt sich, dass mit zunehmendem Alter die Bedeutung der Qualifikation für die Chance eine Stelle zu finden sinkt, was in Abbildung V in Anhang VI gut zu erkennen ist. Für die Berechnung der zu dieser Wechselwirkung in Tabelle 5-4 wiedergegebenen Statistiken, wurden die Beobachtungen zunächst nach Qualifikationsniveau aufgeteilt. Danach wurden jeweils die Korrelation (r) sowie der Koeffizient aus einer linearen Einfachregression (β) zwischen der Dauer der Stellensuche (der unzensierten Beobachtungen) und dem Alter der Probanden (im 1. Verlaufsmonat) berechnet. Auch hier zeigt sich, wie der Einfluss des Alters auf die Suchdauer mit sinkender Qualifikation abnimmt.

Nachdem die rechtlichen, die theoretischen sowie die methodischen Grundlagen bereits in den vorhergehenden Kapiteln geklärt und nun auch die verwendeten Daten erläutert wurden, können diese einzelnen Bausteine im nächsten Kapitel zusammengesetzt werden, um die interessierenden Beschäftigungseffekte zu schätzen.

6 Ergebnisse

Im Folgenden werden zunächst die Ergebnisse aus dem Regression-Discontinuity-Design präsentiert, bevor jene aus dem modell-basierten rekursiven Partitionierungsverfahren betrachtet werden⁴⁷.

6.1 Regression-Discontinuity-Design

Abbildung 6-1 gibt einen **ersten Eindruck** vom Zusammenhang zwischen dem Alter und den Beschäftigungschancen der Probanden. Die Punkte geben für jedes abgetragene Alter den Anteil der in den Verlaufsmonaten 1, 6, 12 und 18 erfolgreichen Stellensuchenden an denjenigen, die zu Beginn des jeweiligen Zeitraums stellensuchend waren, wieder. Es lässt sich zum Beispiel erkennen, dass rund 10% der 30-jährigen, welche seit mindestens fünf Monaten auf Stellensuche waren, im sechsten Monat eine Stelle gefunden haben. Die gestrichelten senkrechten Linien markieren die BVG-Altersschwellen, während die ausgezogenen die später zur Schätzung verwendeten Altersgruppen einteilen.

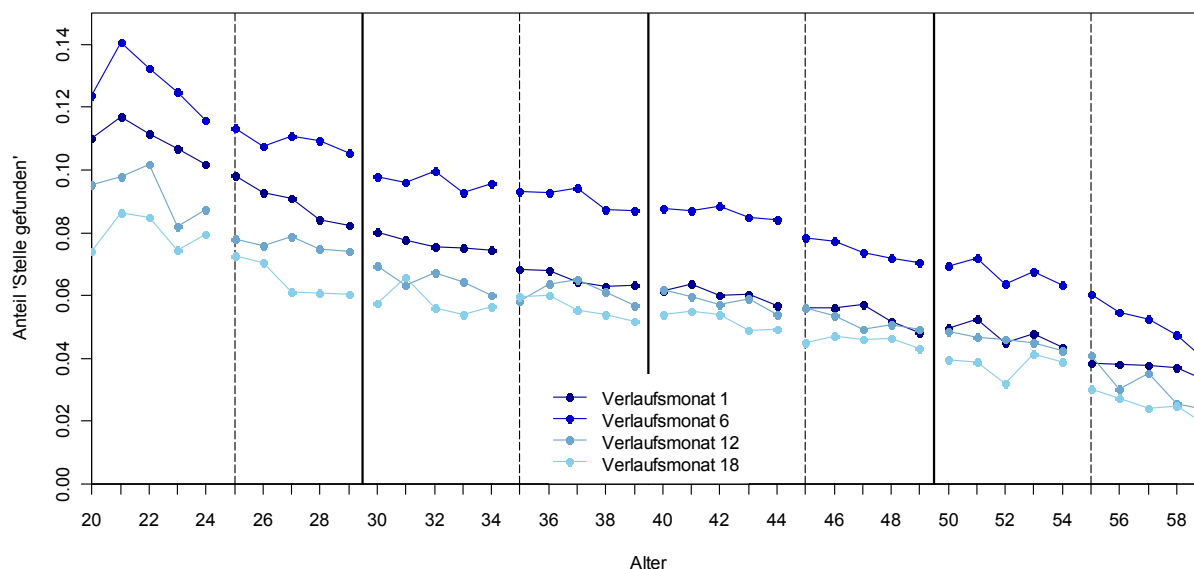


Abbildung 6-1: Empirische Beschäftigungschancen nach Alter und Verlaufsmonat der Stellensuche

⁴⁷ Die im Folgenden beschriebenen Schätzungen wurden alle mit der unter der GNU General Public License stehenden Software R durchgeführt (Ihaka & Gentleman, 1996; R Development Core Team, 2007). In Fussnoten wird jeweils vermerkt, welche Pakete und Funktionen dabei verwendet wurden.

Die Abbildung zeigt, wie die Beschäftigungschancen (unabhängig vom Monat der Stellensuche) mit steigendem Alter nahezu linear abnehmen. Daneben ist die Veränderung der Anstellungschancen mit fortschreitender Suchdauer beachtlich. Diese steigen anfangs (unabhängig vom Alter) mit der Suchdauer und liegen so im sechsten Verlaufsmonat höher als im ersten. Dieser Trend kehrt sich aber offensichtlich nach einigen Verlaufsmonaten um. Die Chancen, eine Stelle zu finden, sind im 12. Verlaufsmonat bereits tiefer als zu Beginn der Suche und gehen bis zum 18. nochmals weiter zurück.

Bevor hier die RD-Schätzungen präsentiert werden, gilt es zu klären, ob die in Kapitel 4.1 getroffenen Annahmen zur Identifizierung der Behandlungseffekte tatsächlich erfüllt sind. Evidenz dazu wird im nächsten Abschnitt vorgelegt. Danach werden die fraglichen Effekte berechnet, bevor diese schliesslich mehreren Sensitivitätstests unterzogen werden.

6.1.1 Validität der Annahmen

Wie bereits in Kapitel 4.1 erläutert wurde, gilt die **“Zuordnungs-Annahme”** im vorliegenden Versuchsaufbau nicht exakt, was die gemessenen Effekte gegen Null verzerrt. Üblicherweise wird an dieser Stelle untersucht, ob die Probanden eine gewisse Kontrolle über die Zuordnungsvariable und damit über ihre Behandlungswahrscheinlichkeit ausüben. Eine solche Selbstselektion kann hier zwar im Vorhinein ausgeschlossen werden, da die betrachteten Untersuchungsobjekte keine Möglichkeit haben ihr Alter zu beeinflussen und sich so auch nicht gezielt vor (oder nach) einer der Altersschwellen positionieren können. Dennoch liefert das übliche Vorgehen zur Plausibilisierung der **“Zuordnungs-Annahme”** interessante Erkenntnisse. Um Hinweise auf eine mögliche Selbstselektion zu finden, wird in der Literatur für gewöhnlich die empirische Verteilungsfunktion der Zuordnungsvariablen auf Unregelmässigkeiten an den interessierenden Schwellen überprüft⁴⁸. Wie die Probanden hier über die einzelnen Altersjahre verteilt sind, ist in Abbildung 6-2 zu sehen. Der obere Graph gibt dort die absolute und der untere die logarithmierte Anzahl der Beobachtungen für die einzelnen Verlaufsmonate wieder. An den einzelnen Altersschwellen sind wie erwartet keine Besonderheiten auszumachen. Die Kurven weisen keine Sprünge auf und wirken durchgehend stetig.

⁴⁸ Vgl. z.B. Hahn, Todd und Van der Klaauw (1999, S. 17), Lalive, Wuellrich und Zweimüller (2007, S. 13) oder Lalive (2008, S. 800).

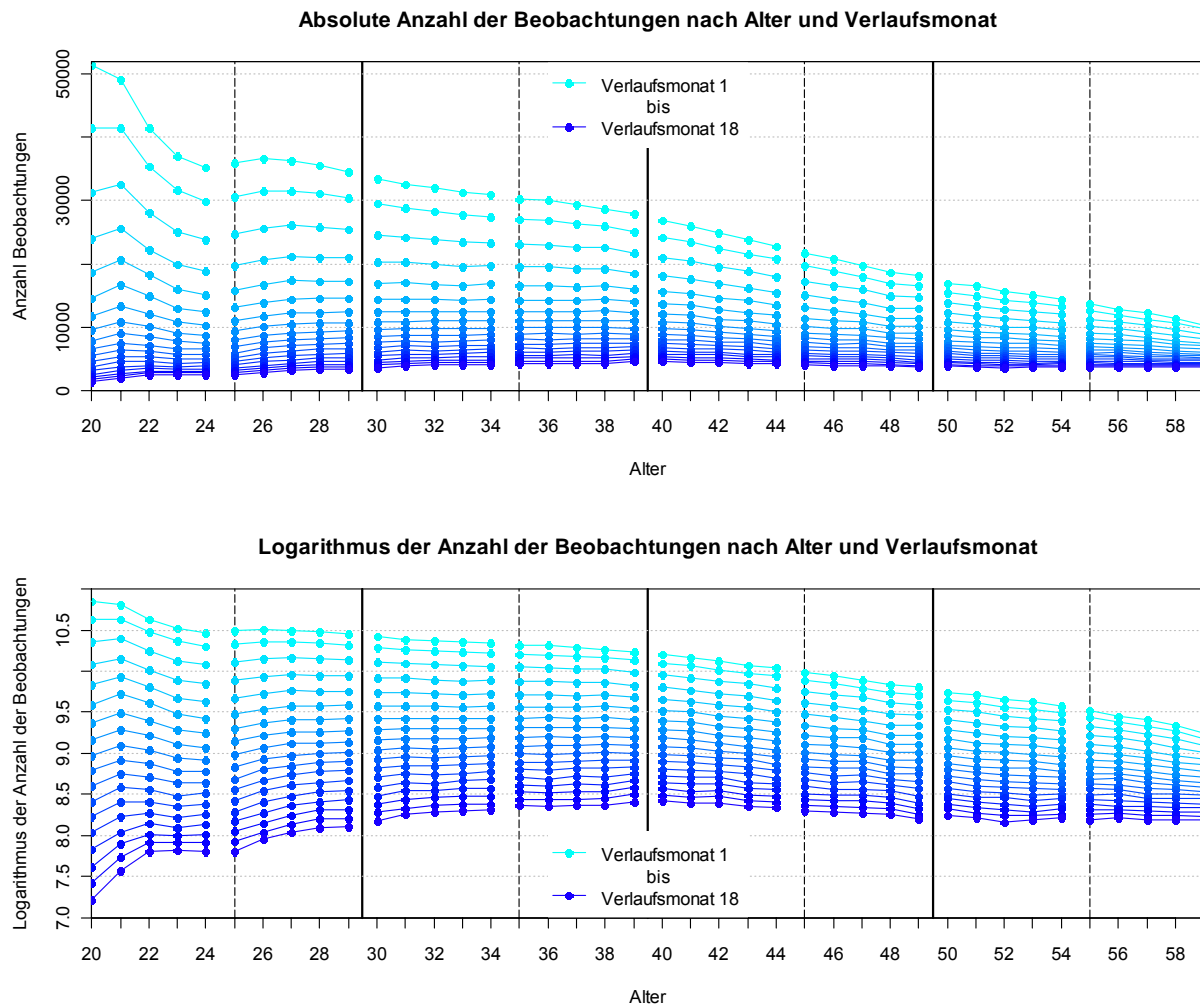


Abbildung 6-2: Die absolute Anzahl der Beobachtungen sowie deren Logarithmus gestaffelt nach Alter und Verlaufsmonat der Stellensuche

Interessant ist, dass die Linien im gewählten Versuchsaufbau als eine Art **Höhenprofil** gedeutet werden können. Ein grosser relativer Abstand zwischen den Kurven im oberen Graphen sowie ein absoluter im unteren, steht für eine rasche prozentuale Abnahme der Anzahl an Beobachtungen, was mit einem beinahe konstanten Anteil an Abgängern, die eine Stelle fanden ($\approx \frac{2}{3}$), auf hohe Beschäftigungschancen schliessen lässt. Geringe Abstände implizieren aus demselben Grund das Gegenteil. Speziell im unteren Graphen wird gut ersichtlich, wie die verfügbaren Beobachtungen (unabhängig vom Alter) im ersten Verlaufsmonat prozentual noch etwas zögernd, dann während vier Verlaufsmonaten relativ rasch und schliesslich wieder leicht langsamer abnehmen. Die Beschäftigungswahrscheinlichkeiten steigen somit zunächst kurz an, bleiben dann während ungefähr vier Verlaufsmonaten auf ihrem Maximum, bevor sie kontinuierlich wieder etwas abfallen. In Abhängigkeit des Alters lässt sich erkennen, wie die Anzahl der jüngeren Stellensuchenden über alle betrachteten Verlaufsmonate hinweg schnell-

ler sinkt als diejenige der älteren. Deren Anstellungschancen sind damit, unabhängig vom betrachteten Verlaufsmonat, durchgehend höher einzustufen. Die Erkenntnisse aus Abbildung 6-2 decken sich so mit jenen aus Abbildung 6-1 und veranschaulichen diese für sämtliche Verlaufsmonate der Stellensuche.

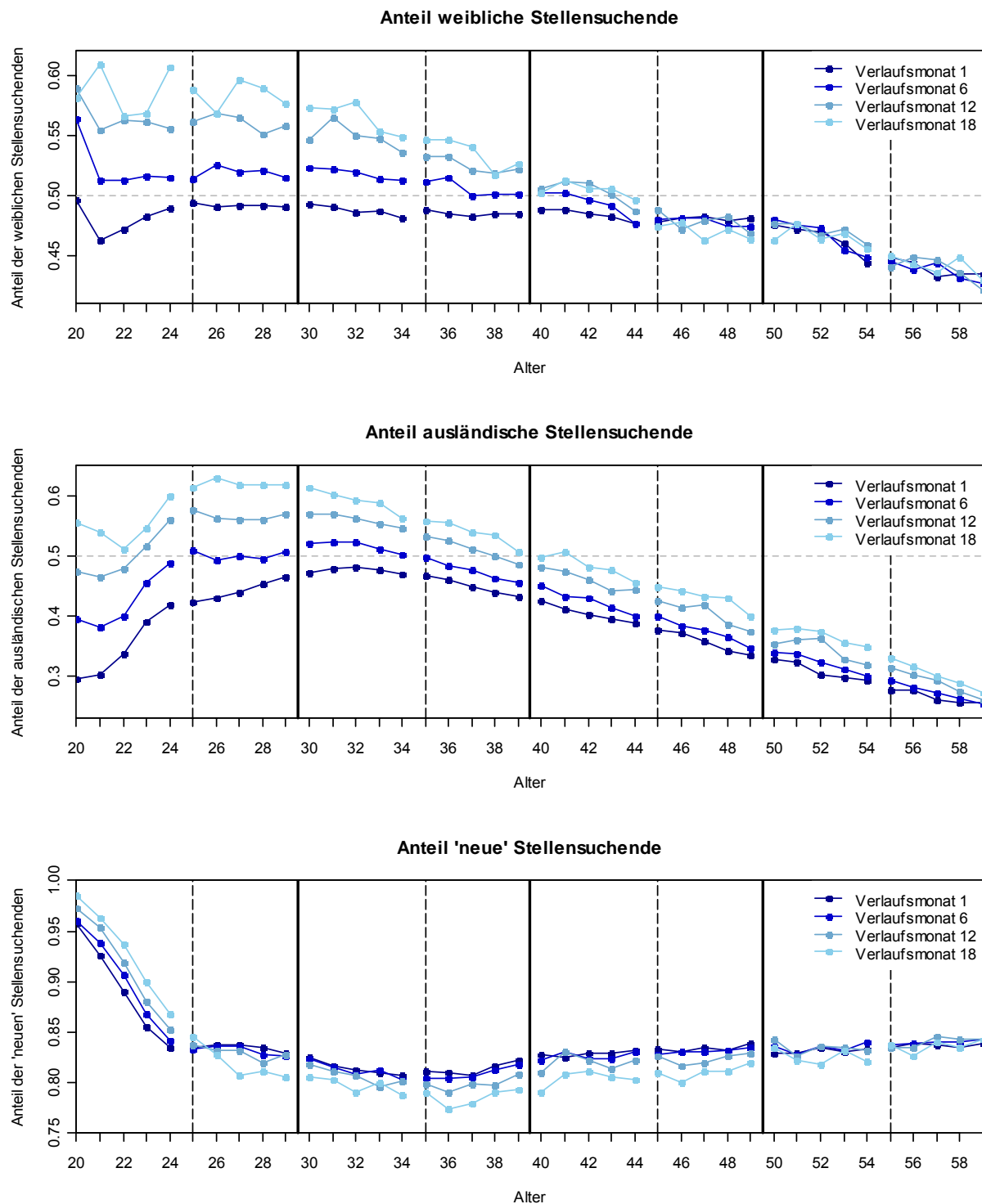


Abbildung 6-3: Relative Anteile verschiedener Merkmale in den Beobachtungen

Tatsächlich einer Prüfung unterzogen werden muss dagegen die **Stetigkeits-Annahme**. Diese besagt, dass, wenn von der (potentiellen) Wirkung der BVG-Altersschwellen abgesehen wird, die Beschäftigungschancen der Probanden in Abhängigkeit von deren Alter an den fraglichen Schwellen stetig sein müssen. Das heisst, würden die Gutschriftensätze an den Altersschwellen nicht ansteigen, dürften die Beschäftigungschancen dort keine Sprünge aufweisen. Da dies ein rein hypothetisches Szenario ist, das sich in der Realität nicht beobachten lässt, muss auf indirekte Prüfverfahren ausgewichen werden. Üblicherweise wird deshalb untersucht, ob sich die Probanden, deren Werte der Zuordnungsvariablen nahe (vor resp. nach) dem Schwellenwert liegen, bezüglich verschiedener Persönlichkeitsmerkmale systematisch unterscheiden⁴⁹. Obschon im gewählten Regressionsansatz um die beobachtete Heterogenität kontrolliert werden kann, würden sprunghafte Veränderungen in den Verteilungen dieser Variablen an den Altersschwellen Zweifel daran entstehen lassen, ob die Situation lokal tatsächlich einem Experiment gleichkommt. Wird zum Beispiel festgestellt, dass der Anteil der Verheirateten nach der Behandlungsschwelle markant ansteigt, könnte dies ein Hinweis auf eine unberücksichtigte politische Massnahme sein (z.B. eine höhere Arbeitslosenentschädigung für Verheiratete nach dem 25. Altersjahr), die zu einer (Selbst-) Selektion an derselben Stelle führt. Während in den beobachteten Merkmalen um solche Effekte korrigiert werden kann, entfällt diese Möglichkeit bei den unbeobachteten, womit die Stetigkeits-Annahme nicht mehr aufrechterhalten werden könnte.

Exemplarisch sind in Abbildung 6-3 die Stichprobenanteile einer Auswahl von drei Persönlichkeitsmerkmalen über das Alter der Probanden hinweg für vier ausgewählte Verlaufsmonate der Stellensuche wiedergegeben. In den ersten beiden Graphen lassen sich sowohl bei der **Frauen-** als auch bei der **Ausländerquote** keine grösseren Unregelmässigkeiten an den BVG-Altersschwellen feststellen. Einzig der Anteil der jüngeren weiblichen Stellensuchenden im 18. Verlaufsmonat weist einen etwas sonderbaren Sprung auf, der sich aber durch die relativ geringe Anzahl der dort verfügbaren Beobachtungen erklären lässt. Als letztes Merkmal ist in Abbildung 6-3 der **Anteil der “neuen”** oder “nicht vorbelasteten” Stellensuchenden abgetragen. Dieser besagt, für wie viele der Probanden die jetzige Registrierung bei einem RAV die erste innerhalb der letzten vier Jahre darstellt. Auch der Verlauf dieses Merkmals weist in Bezug auf die Altersschwellen keine nennenswerten Besonderheiten auf. Auffällig ist einzig, dass die Jüngsten unter den Untersuchungsobjekten am häufigsten “neu” sind, was jedoch lediglich zeigt, dass die Variable richtig konstruiert wurde. Auf eine Abbildung der restlichen

⁴⁹ Vgl. z.B. Lee, Moretti und Butler (2004, S. 829ff.) oder McEwan und Urquiola (2005, S. 14ff.).

Personenmerkmale wird hier aus Platzgründen verzichtet. An den interessierenden Altersschwellen weisen deren Verteilungen jedoch ebenso wenige Besonderheiten auf, wie diejenigen der abgebildeten.

Die **Angemessenheit des gewählten parametrischen Modells** kann nur schwer überprüft werden. Zumindest lässt sich der in Abbildung 6-1 festgestellte annähernd lineare Zusammenhang zwischen dem Alter und den Beschäftigungschancen innerhalb der definierten Altersgruppen trotz der Nichtlinearität von $F(\bullet)$ gut nachbilden. Die Veränderung des Index über die zehn jeweils relevanten Altersjahre ist klein genug, um p_{it} beinahe linear zu beeinflussen. Vorteilhaft am verwendeten Regressionsmodell sind dessen für ML-Schätzer gute Konsistenzeigenschaften. Üblicherweise muss in solchen Schätzungen die Verteilung von y korrekt spezifiziert sein, um Konsistenz zu garantieren. Da hier jedoch die Bernoulli-Verteilung die einzig mögliche zugrundeliegende Verteilung ist, sind die Parameterschätzungen bereits konsistent, wenn der (bedingte) Erwartungswert von y korrekt spezifiziert wurde (vgl. z.B. Cameron & Trivedi, 2005, S. 147f. sowie S. 467ff.).

6.1.2 Beschäftigungseffekte

Wie in Kapitel 4.1 angekündigt, werden hier zunächst die *RDD1*-Beschäftigungseffekte aus (4.15), welche **ohne Berücksichtigung von Kontrollvariablen** ermittelt wurden, präsentiert. Bei diesen Schätzungen wird davon ausgegangen, dass sich die Probanden aus der Behandlungs- und der Kontrollgruppe in den unerfassten Persönlichkeitsmerkmalen, welche die Beschäftigungschancen bestimmen, nicht systematisch unterscheiden. Aus Abbildung 6-3 wird ersichtlich, dass diese Voraussetzung hier wohl nicht optimal erfüllt ist. So sind zum Beispiel Frauen und Ausländer in den Kontrollgruppen meist übervertreten. Trotzdem unterscheiden sich die mit und ohne Berücksichtigung der beobachteten Heterogenität geschätzten Effekte nicht sehr stark – wie gleich klar wird.

Als Verteilungsfunktion $F(\bullet)$ diente in den Schätzungen jeweils die standard-logistische Verteilung $\Lambda(\bullet)$. Das resultierende **Logit-Modell** wurde aufgrund besserer Likelihood-Statistiken (wie dem AIC und dem BIC) den ebenfalls erwogenen Probit- und Complementary-Log-Log-Spezifikationen vorgezogen (vgl. z.B. Cameron & Trivedi, 2005, S. 466ff.). Eine Zusammenstellung aller Parameterschätzungen für Gleichung (4.15) sowie deren Standardabweichungen

und Signifikanzniveaus findet sich in Tabelle X in Anhang VII⁵⁰. Die Zahl der in diesen sowie den weiteren Regressionen dieses Kapitels verwendeten Beobachtungen ist in Tabelle XXIII in Anhang X festgehalten.

Einen ersten Eindruck der geschätzten *RDD1*-Effekte geben die orangefarbenen Linien in Abbildung 6-4. Die Punkte zeigen dort, wie zuvor in Abbildung 6-1, die nach Alter unterteilten durchschnittlichen Anstellungschancen der Probanden für die Verlaufsmonate 1, 6 und 18. Die ausgezogenen Linien verbinden diese jedoch nicht mehr, sondern geben die nach (4.15) geschätzten Beschäftigungschancen wieder. Deren 95%-Konfidenzintervalle sind durch die gestrichelten Linien abgetragen.

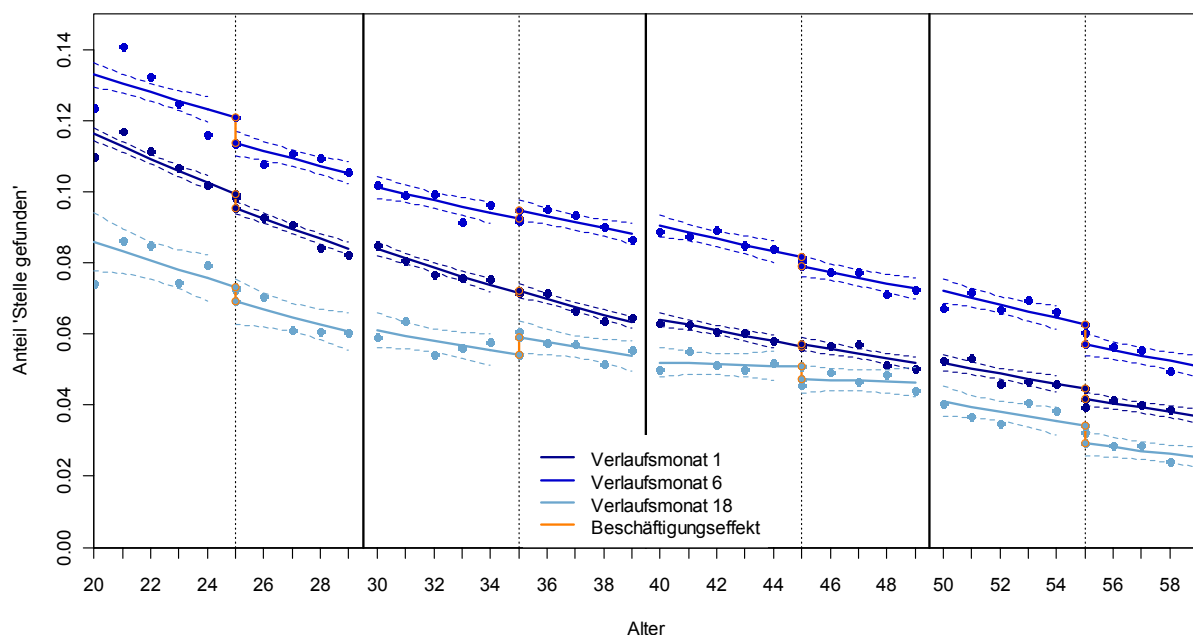


Abbildung 6-4: RDD1-Beschäftigungseffekte, empirische und geschätzte Beschäftigungschancen für die Verlaufsmonate 1, 6 und 18

Die Abbildung lässt gut erkennen, dass die Anstellungschancen im Normalfall sehr gut durch die unterstellte **lineare Abhängigkeit vom Alter** erfasst werden können. Quadratische oder kubische Terme für das Alter in die Regressionsbeziehung aufzunehmen, dürfte deshalb nicht erforderlich sein. Dennoch wird im nächsten Unterkapitel die diesbezügliche Robustheit der Resultate überprüft. Einzig die Punkte vor der ersten gestrichelten Altersgrenze (im 1. und 6. Verlaufsmonat) scheinen schneller mit dem Alter zu sinken als jene danach. In diesem Fall

⁵⁰ Die Schätzungen erfolgten anhand der Funktionen `glm()` sowie `bigglm()` aus den Paketen `stats` (R Development Core Team, 2008) respektive `biglm` (Lumley, 2005).

dürfte die unterstellte lineare Abhängigkeit eher nicht gegeben sein, was die dort gemessenen Effekte in Frage stellt. Ansonsten sind kaum markante Sprünge auszumachen. Vier der neun an den späteren drei Schwellen eingezeichneten Effekte sind gar positiv, was kaum durch steigende Altersgutschriftensätze zu rechtfertigen ist. Wie die Konfidenzintervalle zudem erahnen lassen, sind die Sprünge auch kaum je gegen Null gesichert.

Tabelle 6-1: Die *RDD1*-Beschäftigungseffekte

Verlaufsmonat t der Stellensuche	Altersschwelle j			
	1	2	3	4
1	-0.38%	0.07%	0.07%	-0.28%
2	-0.67% **	-0.24%	-0.04%	0.22%
3	-0.82% **	0.09%	0.07%	0.36%
4	-0.59%	-0.01%	-0.05%	-0.02%
5	-0.64%	0.14%	-0.19%	0.07%
6	-0.75% *	0.23%	-0.26%	-0.57%
7	-0.54%	0.46%	0.04%	-0.03%
8	0.04%	0.22%	-0.31%	-0.55%
9	-0.35%	-0.01%	-0.39%	-0.18%
10	-0.42%	-1.07% **	0.25%	-0.48%
11	0.39%	-0.38%	-0.04%	0.35%
12	-0.66%	0.32%	-0.13%	-0.14%
13	0.59%	1.02% **	0.74% *	-0.08%
14	0.09%	0.41%	0.03%	0.05%
15	0.09%	0.01%	-0.73%	0.06%
16	-0.28%	0.46%	0.00%	-0.08%
17	-0.15%	0.14%	0.08%	0.29%
18	-0.42%	0.50%	-0.34%	-0.52%

Der Koeffizient der "Altersstufe im Verlaufsmonat t " ist auf einem Signifikanzniveau von 0.1% = ***, 1% = **, 5% = * von 0 verschieden

Die nach (4.16) über alle Verlaufsmonate und Altersschwellen geschätzten ***RDD1*-Beschäftigungseffekte** sind in Tabelle 6-1 wiedergegeben. Darin sind jene Effekte, für die sich der Parameter δ_{jt} auf einem 5%, 1% oder 0.1%-Signifikanzniveau von Null unterscheidet, mit einem, zwei respektive drei Sternen gekennzeichnet. Wie sich zeigt, sind bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von maximal 5% lediglich sechs der 72 gemessenen Effekte von Null verschieden, wovon zwei gar grösser Null sind. Die sehr hohe Anzahl an Beobachtungen und die Tatsache, dass beim gewählten Signifikanzniveau von 72 in Wirklichkeit zufälligen Effekten im Mittel knapp vier fälschlicherweise als signifikant gewertet werden, hätten deutlich mehr gesicherte Werte erwarten lassen – wenn die Altersgutschriften den wirklich eine Beschäftigungswirkung haben. Insgesamt sind 32 (ca. 44%) der geschätzten Effekte positiv, was weiter darauf hindeutet, dass diese eher als Zufälligkeiten in den Daten zu betrachten sind. Das Resultat aus der *RDD1*-Spezifikation ist damit eindeutig: Zu wenig Effekte sind negativ und ge-

gen Null gesichert, als dass ein Anstieg der Altersgutschriften tatsächlich ein sprunghaftes Absinken der Anstellungschancen zur Folge haben könnte.

Dass mit der *RDD1*-Spezifikation nicht mehr Anzeichen für die fraglichen Effekte gefunden wurden, könnte indes an der unterschiedlichen Verteilung der (beobachteten) Persönlichkeitsmerkmale zwischen den Probanden vor und nach den Altersschwellen liegen. Wie bereits angetönt wurde, sind die *RDD2*-Schätzergebnisse, welche die **beobachtete Heterogenität** berücksichtigen, jedoch sehr ähnlich. In Anhang VIII sind sämtliche Koeffizientenschätzungen dieser Modellspezifikation wiedergegeben⁵¹. Für jede der vier Altersstufen findet sich dort eine Tabelle, in der die entsprechenden Schätzungen für die 18 betrachteten Verlaufsmonate der Stellensuche festgehalten sind.

Tabelle 6-2: Die mittleren marginalen *RDD2*-Beschäftigungseffekte

Verlaufsmonat <i>t</i> der Stellensuche	Altersschwelle <i>j</i>			
	1	2	3	4
1	-0.16%	0.17%	0.09%	-0.29%
2	-0.26%	-0.23%	-0.07%	0.16%
3	-0.70% *	-0.05%	0.12%	0.24%
4	-0.33%	-0.08%	-0.09%	0.07%
5	-0.53%	0.03%	-0.33%	-0.10%
6	-0.82% *	0.13%	-0.29%	-0.74% *
7	-0.12%	0.65%	0.01%	-0.11%
8	0.49%	0.48%	-0.07%	-0.62%
9	-0.43%	-0.04%	-0.42%	-0.57%
10	-0.76%	-1.33% ***	0.25%	-0.62%
11	0.53%	-0.34%	-0.14%	0.22%
12	-0.96%	0.38%	-0.19%	-0.23%
13	0.29%	1.04% *	1.06% **	-0.01%
14	0.80%	0.35%	-0.24%	-0.01%
15	0.53%	-0.30%	-0.57%	-0.01%
16	-0.31%	0.34%	0.14%	-0.03%
17	0.01%	0.62%	-0.07%	0.11%
18	-1.30%	0.55%	-0.30%	-0.59%

Der Koeffizient der "Altersstufe im Verlaufsmonat *t*" ist auf einem Signifikanzniveau von 0.1% = ***, 1% = **, 5% = * von 0 verschieden

Analog zu Tabelle 6-1 sind die nach (4.19) geschätzten mittleren marginalen ***RDD2*-Beschäftigungseffekte** in Tabelle 6-2 wiederum nach Altersschwelle und Verlaufsmonat un-

⁵¹ Wie die Schätzungen ohne die zusätzlichen Kontrollvariablen, wurden auch diese mit Hilfe der Funktionen `glm()` sowie `bigglm()` aus den Paketen `stats` (R Development Core Team, 2008) respektive `biglm` (Lumley, 2005) durchgeführt.

terteilt wiedergegeben. Wie zuvor sind nur sechs der 72 Effekte mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von höchstens 5% von Null verschieden. Zwei davon sind abermals positiv. Die mittlere Differenz der 72 *RDD1*- und *RDD2*-Schätzungen beträgt gerade mal 0.005 und deren mittlere absolute Differenz nur 0.15 Prozentpunkte. Die Verteilungen der Persönlichkeitsmerkmale zwischen den Probanden der Behandlungs- und der Kontrollgruppe scheinen damit in einer Art zu divergieren, welche die geschätzten Effekte nicht stark beeinflusst. Immer noch sind gut 40% der Werte positiv. Nicht einmal an der ersten Altersschwelle, wo die Gutachten im Mittel am stärksten ansteigen und die meisten Beobachtungen vorliegen, lassen sich robuste Anzeichen für die fraglichen Wirkungen finden. Auch unter Berücksichtigung der beobachteten Heterogenität kann daher auf ein Ausbleiben einer unmittelbar negativen Beschäftigungswirkung des Überschreitens einer der BVG-Altersschwellen geschlossen werden.

Die *RDD3*-Modellspezifikation aus (4.21) ist nochmals flexibler. Hier kann sich der Einfluss sämtlicher Rechthandvariablen auf die Beschäftigungschancen der Stellensuchenden an den Altersschwellen verändern. Die Beschäftigungseffekte werden damit über **zwei separate Regressionsbeziehungen** links und rechts der Schwellen modelliert. So lässt sich beispielsweise das zuvor festgestellte unterschiedliche Tempo des Absinkens der Anstellungschancen mit dem Alter vor und nach der ersten BVG-Schwelle erfassen. Die Parameterschätzungen dieser dritten Modellspezifikation sind in Anhang VIII aufgeführt. Für jede Altersschwelle finden sich dort zwei Tabellen: Die erste gibt jeweils die Schätzungen für die Beziehung vor und die zweite jene für die Beziehung nach der Schwelle (also die Interaktionsterme der Koeffizienten aus der ersten Tabelle mit δ_{jt}) wieder.

Um Vergleiche zu erleichtern, zeigt Tabelle 6-3 neben den mittleren marginalen ***RDD3*-Beschäftigungseffekten** auch die bereits vorgestellten *RDD2*- und *RDD1*-Effekte. Das sich abzeichnende Bild ist nochmals eindeutiger als bisher. Unter den 72 *RDD3*-Effekten ist lediglich noch einer auf einem Signifikanzniveau von 5% von Null verschieden. Die Differenz zu den *RDD2*-Effekten ist indes abermals gering. Die mittlere Differenz beträgt 0.02 und die mittlere absolute Differenz 0.1 Prozentpunkte. Auch unter den *RDD3*-Effekten weisen gut 40% ein positives Vorzeichen auf. Damit lässt die Zusammenstellung der Schätzungen in Tabelle 6-3 insgesamt ganz eindeutig kein robustes Muster von an den Altersschwellen des BVG abrupt absinkenden Beschäftigungschancen erkennen. Stattdessen scheinen die gemessenen Effekte bloss zufällige Streuungen in den Daten wiederzugeben.

Tabelle 6-3: Übersicht aller mittleren marginalen RDD-Beschäftigungseffekte

Verlaufs- monat t	Schwelle 1			Schwelle 2			Schwelle 3			Schwelle 4		
	RDD1	RDD2	RDD3	RDD1	RDD2	RDD3	RDD1	RDD2	RDD3	RDD1	RDD2	RDD3
1	-0.38%	-0.16%	-0.34%	0.07%	0.17%	0.15%	0.07%	0.09%	0.07%	-0.28%	-0.29%	-0.27%
2	-0.67% **	-0.26%	-0.26%	-0.24%	-0.23%	-0.25%	-0.04%	-0.07%	-0.09%	0.22%	0.16%	0.15%
3	-0.82% **	-0.70% *	-0.76%	0.09%	-0.05%	-0.05%	0.07%	0.12%	0.10%	0.36%	0.24%	0.25%
4	-0.59%	-0.33%	-0.32% *	-0.01%	-0.08%	-0.13%	-0.05%	-0.09%	-0.12%	-0.02%	0.07%	0.07%
5	-0.64%	-0.53%	-0.60%	0.14%	0.03%	-0.02%	-0.19%	-0.33%	-0.33%	0.07%	-0.10%	-0.16%
6	-0.75% *	-0.82% *	-0.57%	0.23%	0.13%	0.03%	-0.26%	-0.29%	-0.31%	-0.57%	-0.74% *	-0.77%
7	-0.54%	-0.12%	-0.12%	0.46%	0.65%	0.56%	0.04%	0.01%	0.04%	-0.03%	-0.11%	-0.12%
8	0.04%	0.49%	0.72%	0.22%	0.48%	0.38%	-0.31%	-0.07%	-0.07%	-0.55%	-0.62%	-0.60%
9	-0.35%	-0.43%	-0.31%	-0.01%	-0.04%	0.00%	-0.39%	-0.42%	-0.46%	-0.18%	-0.57%	-0.67%
10	-0.42%	-0.76%	-0.72%	-1.07% **	-1.33% ***	-1.40%	0.25%	0.25%	0.23%	-0.48%	-0.62%	-0.58%
11	0.39%	0.53%	0.09%	-0.38%	-0.34%	-0.40%	-0.04%	-0.14%	-0.15%	0.35%	0.22%	0.33%
12	-0.66%	-0.96%	-1.12%	0.32%	0.38%	0.33%	-0.13%	-0.19%	-0.18%	-0.14%	-0.23%	-0.09%
13	0.59%	0.29%	-0.03%	1.02% **	1.04% *	0.84%	0.74% *	1.06% **	1.05%	-0.08%	-0.01%	0.09%
14	0.09%	0.80%	0.27%	0.41%	0.35%	0.40%	0.03%	-0.24%	-0.17%	0.05%	-0.01%	0.31%
15	0.09%	0.53%	0.36%	0.01%	-0.30%	-0.25%	-0.73%	-0.57%	-0.68%	0.06%	-0.01%	-0.14%
16	-0.28%	-0.31%	-0.51%	0.46%	0.34%	0.31%	0.00%	0.14%	-0.07%	-0.08%	-0.03%	0.02%
17	-0.15%	0.01%	-0.44%	0.14%	0.62%	0.67%	0.08%	-0.07%	-0.37%	0.29%	0.11%	0.48%
18	-0.42%	-1.30%	-0.67%	0.50%	0.55%	0.44%	-0.34%	-0.30%	-0.20%	-0.52%	-0.59%	-0.51%

Der Koeffizient der "Altersstufe im Verlaufsmonat t " ist auf einem Signifikanzniveau von 0.1% = ***, 1% = **, 5% = * von 0 verschieden

Im folgenden Unterkapitel werden einige weitere Modellspezifikationen getestet, um Aufschluss über die Robustheit der Resultate zu erhalten. Zunächst wird gezeigt, wie die Beschäftigungseffekte ausfallen, wenn die Abhängigkeit der Anstellungschancen vom Alter nicht linear gewählt wird. Danach wird untersucht, ob die Altersgutschriften zumindest in einzelnen Branchen zu einer Verminderung der Beschäftigungschancen älterer Stellensuchender führen. In keinem der zusätzlich betrachteten Modelle werden jedoch Anzeichen auf ausgeprägte Beschäftigungswirkungen gefunden. Im Gegenteil verdeutlichen die Resultate das Ausbleiben der fraglichen Effekte.

6.1.3 Sensitivität der Ergebnisse

Bereits die Abbildungen 6-1 und 6-4 lassen erahnen, dass die **Hinzunahme höherer Potenzen** in den Alterstermen nicht zu einer signifikanten Verbesserung der Schätzungen führen wird. Der Zusammenhang zwischen dem Alter und den Beschäftigungschancen der Stellensuchenden erscheint dort annähernd linear. Dennoch wird hier den *RDD1*- und *RDD2*-Modellspezifikationen von vorhin in einer ersten Variante ein quadratischer und in einer zweiten Variante zusätzlich ein kubischer Altersterm hinzugefügt. Auf die Bestimmung der *RDD3*-Effekte wird dagegen verzichtet, da diese mit einem (unverhältnismässig) hohen Rechenaufwand verbunden ist und sich ein quadratischer Zusammenhang ohnehin kaum und ein kubischer fast gar nicht mehr aus den fünf Altersjahren vor respektive nach einer der Schwellen schätzen lässt.

Die Zeile “Alter²” in Tabelle 6-4 zeigt den Anteil der Koeffizienten des quadratischen Altersterms in den 72 *RDD1*- respektive *RDD2*-Regressionsbeziehungen (über alle Verlaufsmonate und Altersschwellen), die unter drei vorgegebenen Fehlerwahrscheinlichkeiten gegen Null gesichert sind. Wie erwartet, ist zu sehen, dass der zusätzliche Altersterm nicht sehr bedeutend ist. So ist dessen Einfluss auf die Beschäftigungschancen der Probanden in weniger als jeder fünften *RDD2*- und nicht ganz jeder vierten *RDD1*-Regression auf einem Signifikanzniveau von 5% von Null verschieden. Nicht überraschend, ist die Bedeutung des kubischen Altersterms noch geringer, wie die Zeile “Alter³” zeigt. Mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von maximal 5% hat die dritte Potenz des Alters lediglich in jeder sechsten *RDD1*- und beinahe nur in jeder zwanzigsten *RDD2*-Schätzung einen von Null verschiedenen Einfluss auf die modellierten Beschäftigungschancen. Die Hinzunahme der höheren Potenzen des Alters hat damit nur selten einen Einfluss auf die Schätzergebnisse.

Tabelle 6-4: Anteile der gegen Null gesicherten Koeffizienten unter verschiedenen Signifikanzniveaus

Variable	Variante	Anteil der auf einem Signifikanzniveau von ... gegen Null gesicherten Koeffizienten		
		5%	1%	0.1%
Alter ²	<i>RDD1</i>	23.6%	15.3%	6.9%
	<i>RDD2</i>	18.1%	13.9%	5.6%
Alter ³	<i>RDD1</i>	16.7%	8.3%	5.6%
	<i>RDD2</i>	5.6%	0.0%	0.0%

Eine **graphische Interpretation** der Beschäftigungseffekte unter Einschluss der neuen Altersterme findet sich in Anhang XI. Dort veranschaulichen die Abbildungen VI und VII für die Verlaufsmonate 1, 6 und 18 den Zusammenhang zwischen den Beschäftigungschancen und dem Alter der Stellensuchenden, wenn innerhalb der einzelnen Altersabschnitte eine quadratische respektive eine kubische Abhängigkeit von diesem unterstellt wird. Wie gerade gezeigt, leisten die zusätzlichen Altersterme eher selten einen signifikanten Erklärungsbeitrag an das Modell. Entsprechend wirkt auch die Anpassung der Regressionsgeraden an die Datenpunkte in den beiden Abbildungen nur vereinzelt besser als noch in Abbildung 6-4.

Eine Übersicht aller **mittleren marginalen Beschäftigungseffekte** unter Einschluss eines quadratischen Altersterms gibt Tabelle 6-5, wie diese mit einem zusätzlichen kubischen Term aussehen, ist in Tabelle 6-6 festgehalten. Im ersten Fall werden gut 70% sowohl der *RDD1*- als auch der *RDD2*-Effekte positiver geschätzt als im ursprünglichen Modell. Im zweiten Fall gilt dies für je rund 50% der Effekte. In Tabelle 6-5 sind drei zuvor noch mit einer Fehler-

wahrscheinlichkeit von 5% von Null verschiedene Effekte nunmehr nicht gegen Null gesichert, dafür ist einer neu von Null verschieden, der dies zuvor nicht war. In Tabelle 6-6 sind gar nur noch zwei von ursprünglich zwölf Werten auf einem Signifikanzniveau von 5% gegen Null gesichert, was immerhin für zwei zusätzliche gilt, die dies zuvor nicht waren.

Tabelle 6-5: Übersicht der mittleren marginalen Beschäftigungseffekte unter Berücksichtigung quadratischer Altersterme

Verlaufsmonat <i>t</i> der Stellensuche	Schwelle 1		Schwelle 2		Schwelle 3		Schwelle 4	
	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2
1	-0.30%	-0.03%	0.07%	0.16%	0.10%	0.14%	-0.32%	-0.35%
2	-0.62% *	-0.12%	-0.26%	-0.25%	-0.03%	-0.05%	0.34%	0.30%
3	-0.78% **	-0.56%	0.09%	-0.05%	0.09%	0.17%	0.42%	0.31%
4	-0.57%	-0.23%	-0.01%	-0.09%	-0.01%	0.01%	0.01%	0.11%
5	-0.64%	-0.49%	0.15%	0.07%	-0.20%	-0.34%	0.13%	-0.02%
6	-0.75% *	-0.76%	0.24%	0.13%	-0.22%	-0.26%	-0.45%	-0.55%
7	-0.54%	-0.12%	0.42%	0.51%	0.06%	0.06%	0.03%	-0.04%
8	0.03%	0.42%	0.21%	0.44%	-0.30%	0.01%	-0.50%	-0.45%
9	-0.35%	-0.35%	-0.02%	-0.06%	-0.40%	-0.43%	-0.10%	-0.52%
10	-0.43%	-1.04% *	-1.07% **	-1.36% ***	0.22%	0.13%	-0.46%	-0.60%
11	0.38%	0.22%	-0.38%	-0.30%	-0.02%	-0.07%	0.40%	0.36%
12	-0.65%	-0.91%	0.32%	0.34%	-0.12%	-0.14%	-0.01%	0.15%
13	0.61%	0.14%	1.01% **	0.89% *	0.72% *	1.16% **	-0.05%	0.15%
14	0.12%	0.58%	0.41%	0.42%	0.06%	-0.10%	0.20%	0.54%
15	0.14%	0.34%	0.00%	-0.18%	-0.72%	-0.44%	0.08%	0.10%
16	-0.24%	-0.50%	0.45%	0.32%	-0.01%	0.23%	-0.05%	0.22%
17	-0.09%	-0.38%	0.15%	0.57%	0.10%	-0.08%	0.44%	0.58%
18	-0.49%	-0.98%	0.49%	0.62%	-0.34%	-0.11%	-0.45%	-0.43%

Der Koeffizient der "Altersstufe im Verlaufsmonat *t*" ist auf einem Signifikanzniveau von 0.1% = ***, 1% = **, 5% = * von 0 verschieden

Tabelle 6-6: Übersicht der mittleren marginalen Beschäftigungseffekte unter Berücksichtigung quadratischer und kubischer Altersterme

Verlaufsmonat <i>t</i> der Stellensuche	Schwelle 1		Schwelle 2		Schwelle 3		Schwelle 4	
	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2
1	0.40%	0.22%	-0.03%	0.06%	-0.03%	0.01%	-0.54%	-0.58%
2	0.02%	-0.01%	-0.35%	-0.45%	-0.23%	-0.27%	0.39%	0.42%
3	-0.09%	-0.51%	0.17%	0.01%	-0.35%	-0.27%	0.36%	0.14%
4	0.63%	0.40%	0.32%	0.18%	-0.75%	-0.72%	-0.01%	0.27%
5	0.50%	-0.03%	0.40%	0.22%	-0.26%	-0.43%	0.34%	0.23%
6	0.53%	-0.05%	-0.24%	-0.65%	-0.05%	-0.30%	-0.37%	-0.55%
7	0.30%	0.31%	0.43%	0.41%	-0.02%	-0.27%	0.05%	-0.07%
8	0.83%	1.00%	0.48%	0.85%	-0.92% *	-0.57%	-0.34%	-0.16%
9	0.30%	0.05%	-0.33%	-0.55%	-0.63%	-0.66%	0.30%	-0.32%
10	0.16%	-1.30%	-0.81%	-1.37% *	0.32%	0.13%	-0.56%	-0.75%
11	0.37%	-0.87%	-0.72%	-0.89%	0.00%	-0.28%	0.25%	0.20%
12	-0.25%	-0.76%	0.08%	-0.03%	-0.10%	-0.23%	-0.37%	-0.17%
13	1.66% *	1.50%	0.82%	0.38%	0.77%	1.62% **	-0.11%	0.11%
14	-0.56%	-0.43%	-0.39%	-0.82%	0.02%	-0.27%	0.14%	0.57%
15	0.26%	0.56%	-0.09%	-0.57%	-0.92%	-0.60%	0.05%	0.23%
16	0.13%	-0.52%	-0.02%	-0.30%	0.44%	0.91%	0.00%	0.42%
17	0.64%	0.06%	-0.79%	-0.56%	0.12%	-0.21%	0.18%	0.25%
18	0.38%	-0.53%	0.65%	0.81%	-0.44%	-0.20%	-0.82%	-0.64%

Der Koeffizient der "Altersstufe im Verlaufsmonat *t*" ist auf einem Signifikanzniveau von 0.1% = ***, 1% = **, 5% = * von 0 verschieden

Unter Berücksichtigung der höheren Potenzen des Alters fallen die Beschäftigungseffekte damit einerseits eher positiver und andererseits nochmals weniger oft signifikant von Null verschieden aus. Beides stützt die bisherige Erkenntnis, dass der Anstieg der Altersgutschriften im BVG kein unmittelbares Absinken der Anstellungschancen von betroffenen Stellensuchenden zur Folge hat.

Wie mehrfach angetönt wurde, könnte der Einfluss der Altersstaffelung auf die Beschäftigungschancen je nach **Branche**, in der die Probanden eine Anstellung suchen, variieren. Eine mögliche Erklärung hierfür ist, dass die Löhne in verschiedenen Wirtschaftszweigen unterschiedlich flexibel sind, wodurch die Arbeitgeber höhere Pensionskassenbeiträge nicht überall gleich einfach durch tiefere Löhne kompensieren können. Ein zweiter Grund ist die zwischen Branchen unterschiedliche Wahrnehmung der Pensionskassenbeiträge als Lohnäquivalent, die sich insbesondere aufgrund abweichender Lebenserwartungen ergibt. Im Folgenden werden aus diesen beiden Überlegungen heraus die Beschäftigungseffekte in Branchen untersucht, in denen die Effekte besonders stark respektive schwach ausgeprägt sein müssten.

Gemäss der ersten Aussage wird ein negativer Effekt umso ausgeprägter sein, je weniger Spielraum die Unternehmen bei der Festsetzung der Löhne ihrer künftigen Angestellten haben. Demnach sollten die Beschäftigungseffekte in Branchen mit einem überdurchschnittlich hohen **Abdeckungsgrad an Gesamtarbeitsverträgen [GAV]** besonders stark ausfallen. Werden die Gehälter künftiger Arbeitnehmer in einem GAV geregelt, können die Unternehmen deren Entlohnung nicht mehr flexibel an den für sie zu entrichtenden Pensionskassenbeiträgen anpassen. Wenn sich die höheren Beiträge für ältere Mitarbeiter nicht auf deren Löhne überwälzen lassen, sollte dies theoretisch dazu führen, dass eher jüngere Stellensuchende angestellt werden. Als Wirtschaftszweige mit einem niedrigen Abdeckungsgrad an GAV werden hier exemplarisch die Branchen Immobilien, Vermietung, Informatik sowie F&E betrachtet. Als Beispiel für einen hohen GAV-Anteil wird das Gastgewerbe dienen. Während in den erstgenannten Branchen lediglich etwa 11% der Angestellten in einem GAV sind, gilt dies im Gastgewerbe für rund 90%. Beide Beispiele weichen deutlich vom schweizerischen Durchschnitt ab, der bei ungefähr 30% liegt (BfS, 2008c, S. 82; BfS, 2008d, S. 32).

In Anhang XII findet sich je eine Abbildung für die beiden betrachteten Wirtschaftszweige, welche den Zusammenhang zwischen den *RDD1*-Beschäftigungschancen und dem Alter der Probanden für die Verlaufsmonate 1 und 18 zeigt. Da die Anzahl der verfügbaren Datenpunkte mit zunehmender Suchdauer stark abnimmt, wirken die Regressionsgeraden für den 18.

Verlaufmonat bereits relativ chaotisch⁵². Aufschlussreicher sind die mittleren marginalen Beschäftigungseffekte aus den früheren Verlaufsmoaten, welche in den Tabellen 6-7 und 6-8 zu finden sind. Entgegen der theoretischen Vorhersage, finden sich jedoch auch in der ersten Tabelle, welche die Effekte für das Gastgewerbe zeigt, keine klaren Anzeichen auf sinkende Beschäftigungschancen. Die fünf auf einem Signifikanzniveau von 5% gegen Null gesicherten Schätzwerte sind alle positiv.

Tabelle 6-7: Übersicht der mittleren marginalen Beschäftigungseffekte für das Gastgewerbe

Verlaufmonat <i>t</i> der Stellensuche	Schwelle 1		Schwelle 2		Schwelle 3		Schwelle 4	
	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2
1	-0.77%	-0.71%	0.55%	0.73%	-0.06%	-0.22%	-1.20%	-1.16%
2	-0.96%	-0.07%	0.17%	0.88%	0.80%	0.98%	0.81%	0.27%
3	-1.45%	-1.25%	0.79%	0.58%	0.74%	0.99%	1.07%	-0.02%
4	0.00%	-0.37%	0.02%	0.23%	-1.35%	-1.29%	-1.30%	-1.46%
5	-0.81%	-1.23%	0.79%	0.13%	0.41%	-0.06%	-0.91%	-1.41%
6	1.15%	0.58%	0.95%	1.02%	-1.51%	-1.22%	1.44%	0.89%
7	0.64%	1.17%	0.89%	1.19%	2.26% *	2.71% *	-1.09%	-1.07%
8	0.77%	2.21%	1.89% *	1.45%	-0.94%	-0.16%	-1.49%	-2.30%
9	-0.47%	-0.11%	0.38%	0.46%	-0.66%	-0.47%	1.87%	1.99%
10	-1.32%	-1.84%	0.64%	0.45%	-1.06%	-0.88%	-0.26%	-0.41%
11	1.38%	1.60%	-0.95%	-0.30%	0.12%	0.21%	0.48%	0.27%
12	-1.76%	-1.49%	0.97%	1.48%	-0.90%	-1.34%	-1.96%	-1.22%
13	0.24%	-0.98%	0.40%	-0.22%	0.26%	0.92%	0.27%	-0.52%
14	-0.20%	-0.84%	0.59%	1.41%	-0.38%	-1.62%	-0.35%	0.20%
15	-1.85%	-1.73%	1.99%	1.31%	-1.70%	-1.40%	0.68%	0.32%
16	-0.20%	1.22%	1.06%	0.04%	0.13%	-0.39%	-0.39%	0.12%
17	-0.31%	-1.70%	-0.35%	0.71%	0.95%	0.98%	3.08% *	2.52%
18	3.10% *	3.03%	0.79%	1.31%	-0.21%	-1.28%	-1.79%	-2.22%

Der Koeffizient der "Altersstufe im Verlaufmonat *t*" ist auf einem Signifikanzniveau von 0.1% = ***, 1% = **, 5% = * von 0 verschieden

Obschon die Arbeitgeber in den Branchen Immobilien, Vermietung, Informatik sowie F&E deutlich mehr Spielraum bei der Festsetzung der Löhne ihrer Angestellten haben als jene im Gastgewerbe, sind in Tabelle 6-8 eher Anzeichen für negative Beschäftigungseffekte auszumachen als zuvor. Diese zeigen jedoch noch immer kein klares Muster und sind zum Teil unplausibel gross, was wiederum auf Zufälligkeiten in den geringeren Beobachtungszahlen zurückzuführen sein wird.

⁵² Die Anzahl der verfügbaren Beobachtungen ist in Anhang X gegeben. Sind im 1. Verlaufmonat noch mehr als 1'000 Probanden in jedem Alter für jeden Wirtschaftszweig vorhanden, fällt deren Zahl im 18. Verlaufmonat in einigen Fällen gegen 100, womit die beobachtete Chance eine Stelle zu finden bereits stark schwankt, wenn lediglich eine Person mehr oder weniger eine Anstellung findet.

Tabelle 6-8: Übersicht der mittleren marginalen Beschäftigungseffekte für die Wirtschaftszweige Immobilien, Vermietung, Informatik und F&E

Verlaufsmonat <i>t</i> der Stellensuche	Schwelle 1		Schwelle 2		Schwelle 3		Schwelle 4	
	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2
1	-0.72%	-0.55%	-0.21%	-0.16%	-0.06%	-0.06%	-0.15%	-0.06%
2	-0.92%	-0.60%	-1.53% *	-1.40% *	1.23%	1.33%	-0.48%	-0.19%
3	-1.55%	-1.06%	0.01%	-0.26%	0.16%	0.39%	0.27%	0.43%
4	-0.85%	-0.25%	-0.90%	-1.73% *	0.27%	0.74%	0.22%	0.89%
5	-0.54%	-0.99%	-1.04%	-1.54%	0.27%	0.12%	-0.01%	-0.05%
6	0.54%	0.35%	-1.14%	-1.46%	-0.73%	-0.14%	0.01%	0.40%
7	-1.77%	-0.96%	1.46%	1.48%	-1.35%	-2.06% *	-0.41%	-0.46%
8	0.41%	1.47%	-1.73%	-1.87%	-0.94%	-1.45%	-1.08%	-0.82%
9	-1.06%	-1.11%	-0.20%	-0.60%	-0.11%	0.76%	-0.73%	-1.20%
10	-3.67% **	-3.73% *	-1.32%	-1.58%	0.09%	-0.27%	-0.71%	-0.51%
11	2.73% *	3.77% *	-1.09%	-1.19%	-0.77%	-1.19%	-0.98%	-1.60%
12	1.93%	3.64% *	-0.31%	-0.70%	-0.97%	-0.80%	0.20%	0.35%
13	-0.39%	-1.16%	0.82%	0.77%	0.93%	1.21%	-0.14%	-0.21%
14	1.58%	3.21%	1.91%	2.39% *	-1.12%	-1.25%	-1.09%	-1.31%
15	-0.67%	2.24%	1.68%	1.20%	1.29%	2.04%	-0.71%	-1.44%
16	-2.77%	-1.75%	-0.62%	-1.17%	0.05%	0.41%	1.29%	1.33%
17	-0.90%	-2.02%	-0.94%	-0.64%	1.24%	1.80%	1.09%	1.26%
18	-1.13%	-5.77%	0.67%	0.91%	-0.81%	-1.73%	-2.30% *	-2.12%

Der Koeffizient der "Altersstufe im Verlaufsmonat *t*" ist auf einem Signifikanzniveau von 0.1% = ***, 1% = **, 5% = * von 0 verschieden

Die zweite Überlegung von vorhin besagte, dass Arbeitnehmer ihre Pensionskassenbeiträge umso weniger als Einkommensersatz ansehen werden, je geringer ihre **Lebenserwartung** ausfällt. Mit abnehmender Lebenserwartung sinkt die erwartete Bezugsdauer der späteren Rente und damit der Gegenwartswert, den die Arbeiter für ihre Beiträge erhalten. Da verschiedene Berufe unterschiedlich gefährlich oder gesundheitsschädlich sind, streut die Lebenserwartung der Arbeiter und damit deren Bereitschaft, im Gegenzug zu höheren Pensionskassenbeiträgen tiefere Löhne in Kauf zu nehmen, zwischen diesen. Leider konnte hier die Lebenserwartung in der Schweiz nicht aufgeschlüsselt nach Branche oder Beruf ermittelt werden. Dafür liegen Daten zur Sterblichkeitsrate in einzelnen Branchen vor, welche die dortigen Lebenserwartungen massgebend bestimmen. Es zeigt sich, dass neben Berufen in der Forstwirtschaft besonders jene im Baugewerbe mit einem hohen Todesrisiko einhergehen. In beiden genannten Branchen liegt die Sterblichkeitsrate rund 50% über dem schweizerischen Mittel (Künzler & Knöpfel, 2002, S. 29). Da hier deutlich mehr Beobachtungen von Stellensuchenden in der Baubranche als in der Forstwirtschaft vorliegen, werden beispielhaft deren Beschäftigungschancen untersucht.

Die übliche graphische Interpretation der für das Baugewerbe berechneten Beschäftigungseffekte findet sich in Abbildung X in Anhang XII. Die Regressionsbeziehungen wirken dort, wie jene in den beiden zuvor untersuchten Wirtschaftszweigen, abermals relativ wild. Erneut keine klaren Hinweise auf negative Beschäftigungseffekte geben auch die mittleren margina-

len *RDD1*- und *RDD2*-Effekte in Tabelle 6-9. Die dort mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% gegen Null gesicherten Werte sind durchwegs unplausibel stark negativ oder sonst positiv. Daher werden sie eher auf Zufälligkeiten in der vergleichsweise kleinen Datenbasis zurückzuführen sein und sollten nicht als tatsächliche Beschäftigungseffekte interpretiert werden⁵³. Ein über alle Altersschwellen und Verlaufsmonate robustes Muster an negativen Effekten ist auch hier nicht auszumachen.

Tabelle 6-9: Übersicht der mittleren marginalen Beschäftigungseffekte für die Baubranche

Verlaufsmonat <i>t</i> der Stellensuche	Schwelle 1		Schwelle 2		Schwelle 3		Schwelle 4	
	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2	RDD1	RDD2
1	-0.46%	0.06%	-0.09%	0.23%	1.77% *	1.89% *	0.25%	0.67%
2	-1.48%	0.38%	-1.24%	-0.84%	0.54%	0.84%	-1.43%	-0.81%
3	-1.84%	0.53%	1.40%	1.96%	-3.26% **	-2.12%	0.68%	1.73%
4	-2.72%	-1.61%	-0.98%	-1.00%	0.20%	0.75%	-0.51%	0.63%
5	-0.75%	1.12%	1.08%	2.21%	-2.78%	-2.28%	1.11%	1.85%
6	-0.68%	0.91%	1.76%	1.88%	0.29%	0.39%	0.13%	-0.41%
7	-1.14%	-1.00%	1.10%	2.84%	-0.24%	-1.14%	-1.04%	-0.91%
8	0.29%	0.46%	0.18%	-0.33%	0.60%	0.45%	-1.46%	-0.70%
9	1.06%	-0.69%	0.79%	1.32%	-1.15%	-1.19%	-0.04%	-0.66%
10	-0.70%	-2.50%	-3.70% *	-4.83% *	-0.61%	-0.25%	-0.55%	-1.70%
11	-3.57%	-2.83%	3.16%	2.93%	-0.45%	0.39%	-0.91%	0.03%
12	-2.54%	-3.69%	1.38%	1.68%	-1.25%	-2.45%	-1.80%	-2.60%
13	1.35%	4.60%	0.35%	-2.22%	-0.72%	-0.40%	-1.64%	-0.69%
14	-3.21%	-3.94%	0.29%	0.76%	-1.25%	-0.79%	0.47%	0.47%
15	1.77%	-0.17%	1.17%	1.51%	0.73%	1.05%	1.41%	-0.30%
16	2.93%	-2.08%	-0.18%	0.50%	-0.56%	-0.89%	-0.54%	-0.34%
17	0.18%	0.21%	-3.97%	-4.07%	-0.30%	-2.20%	1.70%	2.54%
18	1.43%	4.10%	1.05%	-0.06%	-4.53% *	-5.04% *	-3.01% *	-5.78% **

Der Koeffizient der "Altersstufe im Verlaufsmonat *t*" ist auf einem Signifikanzniveau von 0.1% = ***, 1% = **, 5% = * von 0 verschieden

Das Ergebnis aus dem vorhergehenden Unterkapitel mit den drei verschiedenen Versionen der RDD-Schätzung war bereits eindeutig. Die soeben durchgeführten Tests mit den zusätzlichen Alterstermen sowie die nach einzelnen Branchen gesondert ausgewerteten Beschäftigungseffekte haben es nochmals klar bestätigt. In keiner der betrachteten Modellspezifikationen konnte an den Altersschwellen des BVG ein klares Muster negativer Beschäftigungseffekte ausgemacht werden. Stattdessen streuten die gemessenen Effekte zufällig wirkend und waren oft auch positiv. Ein **unmittelbar negativer Effekt** des Anstiegs der Altersgutschriften auf die Anstellungschancen der Stellensuchenden kann deshalb mit grosser Wahrscheinlichkeit **ausgeschlossen** werden.

⁵³ Die Anzahl der verfügbaren Beobachtungen findet sich wiederum in Anhang X.

6.2 Modell-basierte rekursive Partitionierung

Mit dem RD-Design wurden an den Altersschwellen des BVG keine eindeutigen Hinweise auf die fraglichen Beschäftigungseffekte gefunden. Ob es solche an anderen Altersgrenzen gibt oder ob die BVG-Schwellen vielleicht über eine zweite Methode ihren Einfluss offenbaren, wird nun anhand des in Abschnitt 4.2 vorgestellten modell-basierten rekursiven Partitionierungsverfahrens untersucht. Hierfür wird zunächst die problemspezifische Ausgestaltung des Algorithmus beschrieben, bevor die damit erzielten Resultate präsentiert werden.

6.2.1 Erläuterungen zum Vorgehen

Um die modell-basierte Partitionierung wie beschrieben einzusetzen, muss als erstes die Datenbasis angepasst werden. Zunächst gilt es die verwendeten Beobachtungen auf die **männlichen Probanden** zu beschränken. Dies hat letztlich deswegen zu geschehen, weil hier nicht mehr von vorgegebenen Altersschwellen ausgegangen wird. Das Alter der Probanden wurde bisher stets im Abstand zu einer BVG-Altersschwelle gemessen. An welchem Altersjahr sich eine Schwelle genau befand, war deshalb zweitrangig. Problematisch ist nun, dass sich die Altersschwellen bei den Frauen über den betrachteten Zeitraum hinweg verschoben: Während diese im Jahr 1999 noch von jenen der Männer abwichen, waren sie 2008 bis auf das unterschiedliche Rentenalter identisch (vgl. Abschnitt 2.1 sowie Anhang I). Da sich mit den Schwellen gleichzeitig auch deren potentielle Beschäftigungswirkungen verschoben haben, werden sich diese in den Daten nicht mehr an einzelnen klar bestimmbar Altersjahren zeigen. Um hier auch die weiblichen Probanden adäquat zu berücksichtigen, müssten deshalb separate Schätzungen für die einzelnen Zeitabschnitte, in welchen die Altersschwellen konstant waren, durchgeführt werden. Darauf wird hier verzichtet, da einerseits die Zuteilung der Probandinnen zu den jeweiligen Altersstufen während der Übergangsphase nicht eindeutig erfolgen kann und andererseits die bei den Frauen ohnehin bereits tieferen Fallzahlen durch die Aufteilung weiter sinken würden.

Neben der Einschränkung der Anzahl Beobachtungen durch das Weglassen der weiblichen Probanden, muss im Folgenden auch auf einige **Kontrollvariablen verzichtet** werden. Wie in Abschnitt 4.2 erläutert wurde, geschieht dies, da einzelne Schritte des Algorithmus sehr rechenaufwändig sind und sonst nicht durchgeführt werden könnten. Von den vorhandenen Variablen werden deshalb nur jene berücksichtigt, die in den Schätzungen zum RD-Design einen gewissen Erklärungsgehalt bekundet haben. Waren die im RD-Design über alle Alters-

schwelen und Verlaufsmonate hinweg geschätzten Koeffizienten einer Variablen nicht mindesten in einem Drittel aller Fälle auf einem Signifikanzniveau von 1% gegen Null gesichert, wird diese hier nicht weiter verwendet. Zudem fallen zwei weitere Kontrollvariablen und drei Interaktionsterme weg, die sich entweder auf das Geschlecht der Probanden oder auf die BVG-Altersschwellen bezogen. Die Anzahl der zu schätzenden Koeffizienten reduziert sich damit auf 38, womit der Rechenaufwand im Folgenden zu bewältigen sein wird. Welches die verbleibenden Variablen sind, lässt sich Tabelle XXIX in Anhang XIV entnehmen.

Bezüglich des **Ablaufs des Algorithmus**, gibt es in den **Schritten 1** (“Schätzung des Wahrscheinlichkeitsmodells”) **und 4** (“Iteration für die gewählten Untergruppen”) keine Besonderheiten, auf die näher eingegangen werden müsste. Wird für die Verteilungsfunktion in Gleichung (4.23) analog zum RD-Design die standard-logistische Verteilung verwendet, kann die Umsetzung wie in Abschnitt 4.2 beschrieben erfolgen.

In **Schritt 2** (“Prüfung auf Strukturbruch”) bedarf es jedoch der problemspezifischen Festlegung einiger Parameter. So wird im Folgenden für die zu schätzende Kovarianzmatrix J_t aus Gleichung (4.34) das äussere Produkt der Ableitungen von Ψ_{it} verwendet. Für die Parameter p_{\min} und p_{\max} der nachfolgenden Gleichung werden die Werte 0.1 resp. 0.9 gewählt, womit sich die supLM-Teststatistik aus einem Bereich bestimmt, der jeweils 80% der betrachteten Beobachtungen einschliesst. Das Signifikanzniveau für den Test wird 1% betragen.

Für die in **Schritt 3** (“Bestimmung der Bruchstelle”) zu bildenden Untergruppen j werden hier zwei zusätzliche Kriterien eingeführt. Einerseits sollen diese nicht beliebig klein werden dürfen, weshalb sie fortan eine Mindestgrösse von 1% der Anzahl Beobachtungen n_t des betrachteten Verlaufsmonats t aufzuweisen haben. Andererseits sollen die Untergruppen eine minimale Anzahl Altersjahre abdecken müssen. Diesbezüglich wird die kritische Grösse bei zwei Altersjahren liegen. Wird eine dieser Bedingungen im aktuellen Durchgang des Algorithmus nicht mehr erfüllt, so werden die darin betrachteten Beobachtungen nicht weiter in Untergruppen aufgeteilt.

6.2.2 Beschäftigungseffekte

Hier werden zunächst die Resultate der Schätzungen ohne Berücksichtigung von Kontrollvariablen präsentiert⁵⁴. Abbildung 6-5 zeigt am Beispiel der Verlaufsmonate 6 und 18, wie die

⁵⁴ Die Schätzungen mit und ohne Kontrollvariablen erfolgten beide über die Funktion `mob()` aus dem Paket `party` (Hothorn, Hornik & Zeileis, 2006).

geschätzten *mbP1-Zusammenhänge* ähnlich den *RDD1*-Ergebnissen aus Abbildung 6-4 dargestellt werden können. Da die Beobachtungen im *mbP*-Verfahren nicht mehr von Beginn weg in vier Gruppen um die *BVG*-Altersschwellen (schwarze gestrichelte Linien) eingeteilt werden, fehlen hier die dicken schwarzen Linien, welche im *RD*-Design diese Aufteilung kennzeichneten. Neu sind dafür die über den Algorithmus gefundenen Bruchstellen mit kurzen senkrechten orangefarbenen Linien markiert. Die darunter befindlichen Zahlen stehen jeweils für die genaue Position \bar{a}_{jt} eines Strukturbruchs.

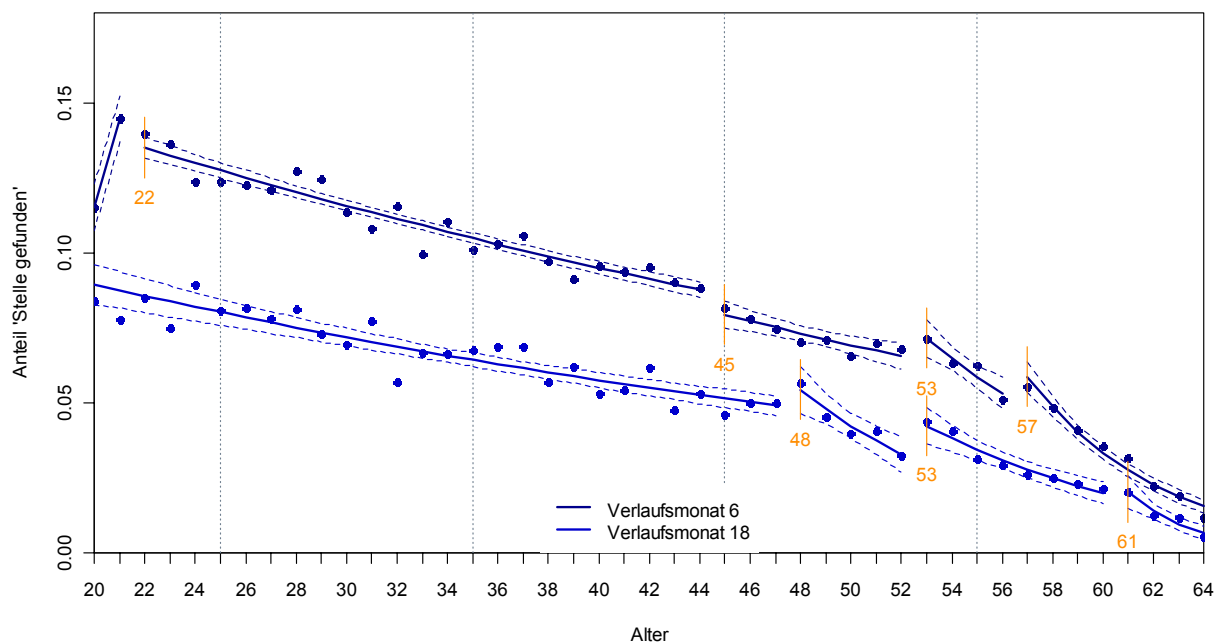
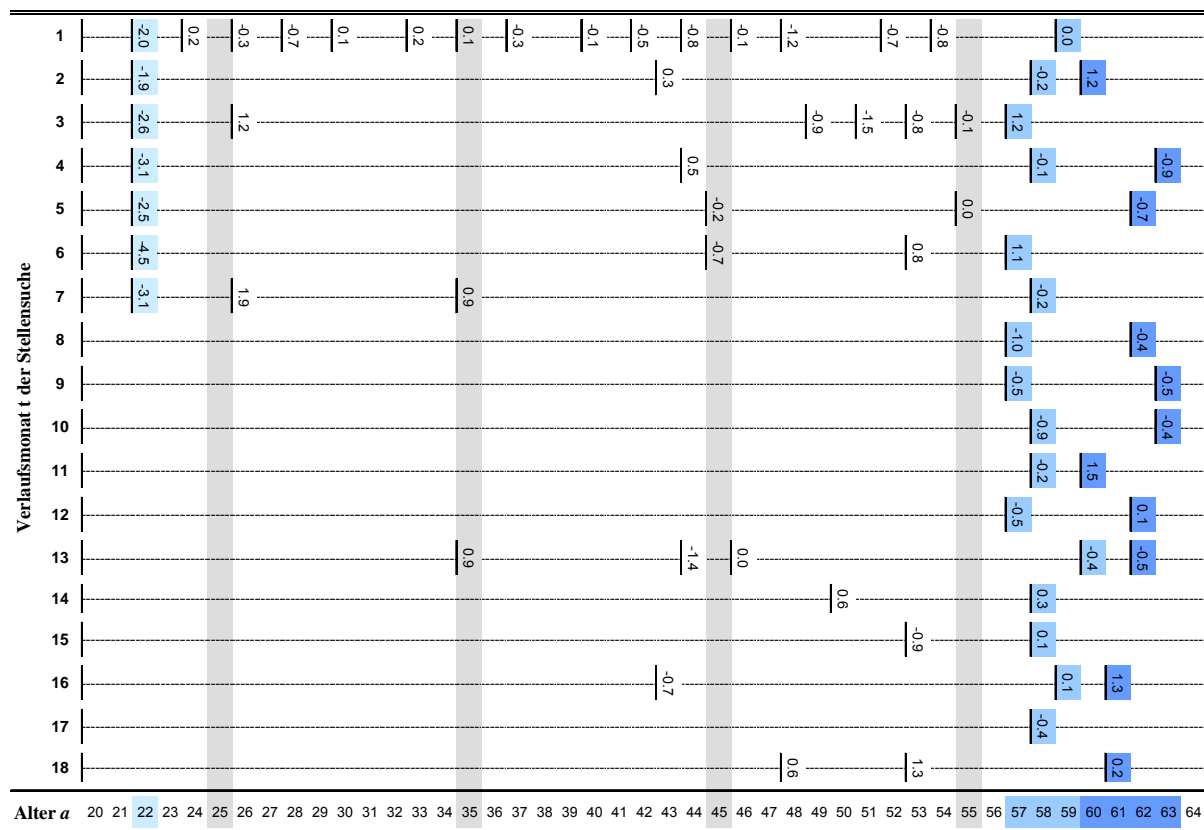


Abbildung 6-5: Strukturbrüche, empirische und geschätzte Beschäftigungschancen für die Verlaufsmonate 6 und 18

Die Parameterschätzungen aus Gleichung (4.26) können, nach Verlaufsmonat und den darin gefundenen Bruchstellen unterteilt, den Tabellen XXVII und XXVIII in Anhang XIII entnommen werden. Tabelle 6-10 stellt die aus diesen berechneten *mbP1*-Beschäftigungseffekte in einer etwas übersichtlicheren Form dar. Für jeden Verlaufsmonat sind die entlang der betrachteten Altersjahre gefundenen Strukturbrüche und die Höhe der dort gemessenen *mbP1*-Beschäftigungseffekte abgetragen. Im zwölften Verlaufsmonat zeigt sich beispielsweise ein erster Bruch beim 57. und ein zweiter beim 62. Altersjahr. Die angegebenen Werte besagen, dass die Beschäftigungschancen beim ersten um 0.5 Prozentpunkte sinken und beim zweiten um 0.1 Prozentpunkte steigen.

Tabelle 6-10: Die Lage der Strukturbrüche und die *mbP1*-Beschäftigungseffekte in Prozentpunkten

Eine **Betrachtung der einzelnen BVG-Altersschwellen** (grau hinterlegte Spalten) gibt, wie zuvor im RD-Design, keine klaren Hinweise auf mögliche negative Beschäftigungswirkungen. Auf der ersten der vier Schwellen liegt keine Bruchstelle. An der zweiten zeigen sich immerhin in drei Verlaufsmonaten Strukturbrüche. Diese führen jedoch zu einer leichten Erhöhung der Beschäftigungschancen. Schwach negative Wirkungen werden lediglich deren zwei an der dritten sowie eine an der vierten Schwelle gefunden, wobei an der Letzteren in einem anderen Verlaufsmonat ebenfalls ein positiver Effekt gemessen wird. Einzig beim 22. Altersjahr, das zwar keine gesetzliche Altersschwelle darstellt, an dem die Altersgutschriften im Durchschnitt aber dennoch um 1.9% ansteigen, sind in den ersten sieben Verlaufsmonaten durchwegs negative Beschäftigungseffekte zu verzeichnen. Dass diese eine Folge der ansteigenden Altersgutschriften sein könnten, scheint jedoch unplausibel, da die durchschnittlichen Gutschriftensätze an den gesetzlichen Schwellen zum Teil deutlich stärker ansteigen, dort jedoch keine Wirkung auf die Beschäftigungschancen haben.

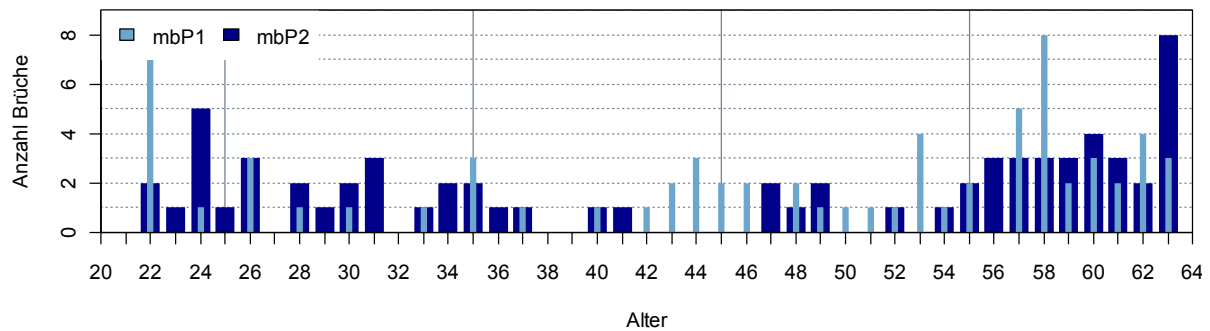


Abbildung 6-6: Die Anzahl der an den einzelnen Altersjahren gefundenen Strukturbrüche

Auch in den Bereichen um die fraglichen Altersschwellen herum lässt sich kein einheitliches Muster an Strukturbrüchen finden. Der Stufenanstieg scheint weder einen vorlaufenden noch einen verzögerten Effekt auf die Anstellungschancen zu haben. Dies ist auch in Abbildung 6-6 ersichtlich, welche die absolute Häufigkeit der Brüche an den einzelnen Altersjahren wiedergibt. Die hellblauen Balken, welche die in der *mbP1*-Spezifikation gefundenen Brüche kennzeichnen, lassen keine solchen Schemata um die mit grauen senkrechten Linien markierten Altersschwellen erkennen.

Bemerkenswerte **Muster** zeigen sich jedoch in der Anzahl der Brüche innerhalb von bestimmten Altersspannen. So liegt in dem Fünftel der Altersjahre nach der letzten BVG-Schwelle fast die Hälfte aller Strukturbrüche (29 von 67). Ein **erster** Bruch findet sich dort in den meisten Verlaufsmonaten in einem Bereich zwischen dem 57. und dem 59. Altersjahr und ein **zweiter** zwischen dem 60. und dem 63., was in Tabelle 6-10 über verschiedenfarbig hinterlegte Zellen angedeutet wird. Die dort an den Brüchen festgestellten Sprünge streuen zwar scheinbar zufällig zwischen positiv und negativ, dafür ist der Koeffizient des Alters nach den Brüchen fast durchwegs negativer als zuvor. Dadurch beschleunigt sich der Rückgang der Beschäftigungschancen mit steigendem Alter an den besagten Altersgrenzen. Dies lässt sich gut an den negativer werdenden Steigungen der Regressionsgeraden in Abbildung 6-5 erkennen. Als **drittes** sind in Tabelle 6-10 die bereits erwähnten Brüche beim 22. Altersjahr farblich hervorgehoben, welche während der ersten sieben Verlaufsmonate jeweils relativ starke negative Beschäftigungseffekte mit sich bringen. Wie die Koeffizientenschätzungen zeigen, werden diese starken Effekte jeweils durch einen Vorzeichenwechsel in der Abhängigkeit der Beschäftigungschancen vom Alter verursacht. Diese Abhängigkeit ist vor der Bruchstelle stets positiv und danach negativ, was in Abbildung 6-5 gut am Verlauf der Regressionsgeraden des 6. Verlaufsmonats zu sehen ist.

Die Resultate scheinen damit eine Beobachtung zu unterstreichen, die bereits in den empirischen Beschäftigungschancen aus Abbildung 6-1 gemacht werden konnte: Die Anstellungschancen der Probanden scheinen sich über die einzelnen Verlaufsmonate ihrer Stellensuche hinweg primär im Niveau, aber kaum im Trend entlang der Altersdimension zu verändern. In Abbildung 6-7 ist auf den Erkenntnissen des letzten Abschnitts aufbauend eine Art **idealtypischer Verlauf** der Beschäftigungschancen dargestellt, wie er in einem “durchschnittlichen Verlaufsmonat” beobachtet werden kann. Der abgebildete Trend ergibt sich dabei aus dem eben beschriebenen Muster an Beschäftigungswirkungen innerhalb der drei (hellblau hinterlegten) Altersspannen, in denen sich die Strukturbrüche häufen. Auf die möglichen Ursachen für dieses Muster wird später bei der Betrachtung der Resultate der *mbP2*-Spezifikation eingegangen. Für die Schätzungen ohne Kontrollvariablen soll hier zunächst lediglich festgehalten werden, wie dieser idealtypische Verlauf aussieht.

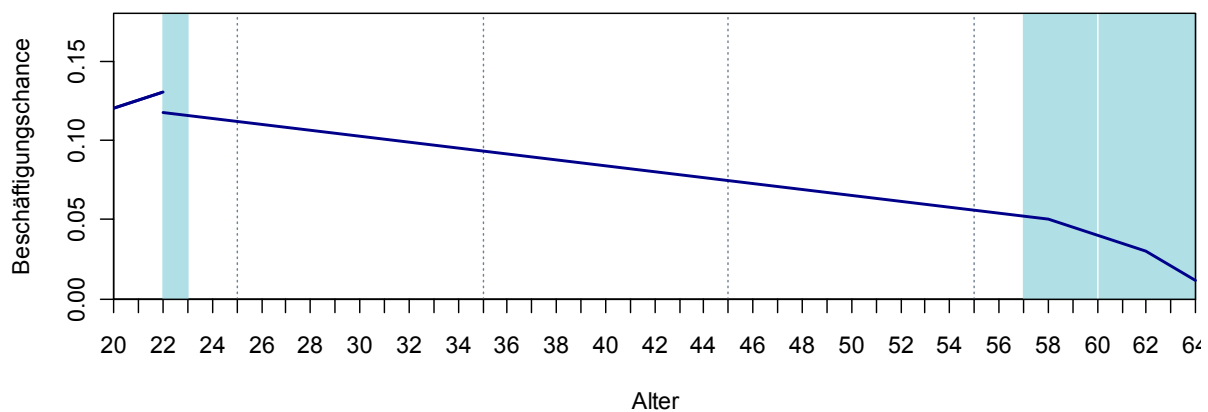


Abbildung 6-7: Idealtypischer Verlauf der Beschäftigungschancen in den *mbP1*-Modellen

Beim **Trend** der Beschäftigungschancen entlang der Altersdimension zeigt sich, dass die Chancen der Stellensuchenden eine Anstellung zu finden, in den ersten sieben Verlaufsmonaten zunächst bis zum 22. Altersjahr ansteigen. Spätestens danach sinken deren Beschäftigungschancen jedoch in allen Verlaufsmonaten mit einer annähernd gleich bleibenden Geschwindigkeit über ca. 35 Altersjahre hinweg. Ungefähr sieben Jahre vor dem gesetzlichen Rentenalter verstärkt sich diese Tendenz ein erstes und wenig später schliesslich ein letztes Mal.

Während so der Verlauf der dunkelblauen Linie in Abbildung 6-7 über die einzelnen Verlaufsmonate hinweg jeweils ähnlich bleibt, ergeben sich stete Veränderungen im **Niveau** der Beschäftigungschancen. Diese liegen im 1. Verlaufsmonat noch relativ tief. Im 2. steigen sie auf ein Maximum, wo sie bis ungefähr zum 4. hin bleiben. Anschliessend sinken sie langsam

aber stetig, wobei sie etwa im 9. Verlaufsmonat den Stand vom 1. unterschreiten und in den folgenden Verlaufsmonaten nur noch unwesentlich weiter fallen.

Etwas befremdlich an den Resultaten wirken die vielen **Strukturbrüche im ersten Verlaufsmonat**. Da für diesen bloss etwa 10% mehr Beobachtungen vorliegen als für den zweiten, kann die Häufigkeit, mit welcher der supLM-Test dort seinen kritischen Wert übersteigt, nicht allein durch hohe Fallzahlen erklärt werden. Die Ursache der Ansammlung ist unklar. Werden die Resultate jedoch um die beobachtete Heterogenität zwischen den Probanden korrigiert, verschwindet mehr als die Hälfte der Brüche – weshalb diese hier auch nicht weiter untersucht werden.

Tabelle 6-11: Die drei Szenarien für das Persönlichkeitsprofil x_s

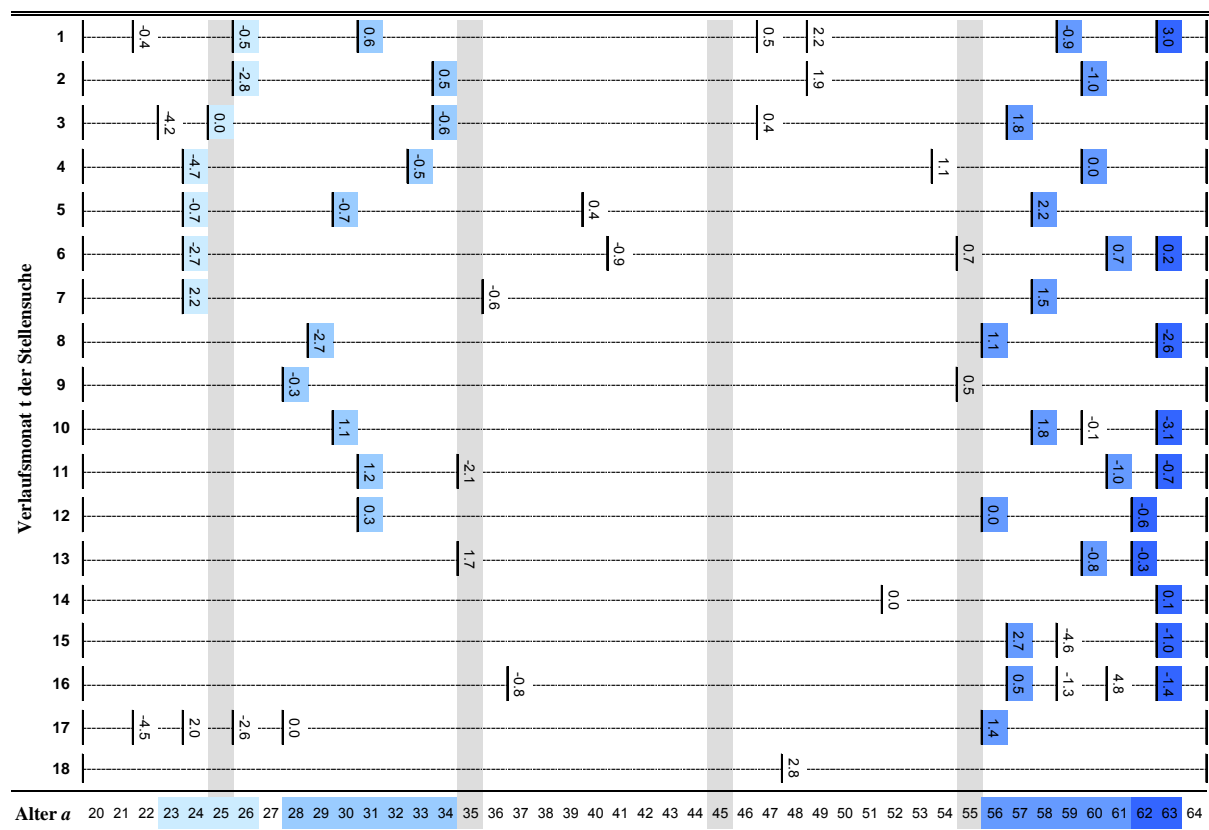
Variablen	Szenarien		
	"gut"	"mittel"	"schlecht"
Qualifikation	gelernt	gelernt	angelernt
aktuelles Jahr	2006	2005	2004
Grossregion	Westschweiz	Westschweiz	Romandie
aktuelles Halbjahr	Feb - Jul	Feb - Jul	Aug - Jan
gesuchte Arbeitszeit	Vollzeit	Vollzeit	Vollzeit
Mobilitätsbereitschaft	Teile der CH	Tagespendler	Tagespendler
Vorbelastung	Nein	Nein	Ja
Anstellungsdauer	unbefristet	unbefristet	unbefristet
Sprachausländer(in)	Nein	Nein	Nein
Vermittelbarkeitsstufe	Leichte VF	Mittlere VF	Mittlere VF mit QB
spricht Englisch	Ja	Nein	Nein
ausgeübter = gesuchter Beruf	Ja	Ja	Ja
erlernter = gesuchter Beruf	Ja	Ja	Nein

Bevor die Resultate aus der zweiten mbP-Modellspezifikation präsentiert werden, gilt es – wie in Kapitel 4.2 angekündigt – festzulegen, für welche **Merkmalsprofile x_s** , die Beschäftigungseffekte berechnet werden sollen. Die Ergebnisse aus dem RD-Design zeigten, welche Persönlichkeitsmerkmale bei der Stellensuche vorteilhaft und welche weniger gefragt sind. Auf diesen Erkenntnissen basierend, wurden drei fiktive Profile zusammengestellt, die einen “gut”, einen “mittel” und einen “schlecht” positionierten Stellensuchenden beschreiben. Diese in Tabelle 6-11 wiedergegebenen Merkmalsprofile unterscheiden sich unter anderem bezüglich des Zeitraums und der Grossregion der Suche, aber auch bezüglich der Mobilitätsbereitschaft, den Sprachkenntnissen oder der Vorbelastung. Der “gute” Stellensuchende weist da-

bei in allen Eigenschaften mindestens so gefragte Merkmale auf wie der "mittlere", der wiederum dem "schlechteren" in allen Punkten mindestens ebenbürtig ist.

Sämtliche Koeffizientenschätzungen der *mbP2*-Regressionen sind, unterteilt durch die gefundenen Strukturbrüche, in den Tabellen XXIX bis XXXIII in Anhang XIV aufgeführt. Etwas übersichtlicher zeigt Tabelle 6-12, wo in den einzelnen Verlaufsmonaten Bruchstellen in den Beschäftigungschancen entlang der Altersdimension gefundenen wurden. Zu jedem Bruch ist dort ausserdem die Höhe des an diesem von einem "mittel" positionierten Stellensuchenden verzeichneten Beschäftigungseffekts angegeben⁵⁵. Eine Zusammenstellung der Effekte aus allen drei Szenarien findet sich in Tabelle 6-13.

Tabelle 6-12: Die Lage der Strukturbrüche und die *mbP2*-Beschäftigungseffekte für das Szenario "mittel" in Prozentpunkten



Wie Tabelle 6-12 erkennen lässt, werden neu **vier Altersspannen** unterschieden, in denen sich die Strukturbrüche häufen. Drei davon stimmen noch ungefähr mit jenen überein, welche

⁵⁵ Einen direkten Vergleich der für das *mbP1*- und das *mbP2*-Modell berechneten Bruchstellen zeigt Abbildung XI in Anhang XV.

bereits im *mbP1*-Modell ausgemacht wurden. Die erste dieser Altersspannen ist neu etwas nach hinten verschoben. Das 22. Altersjahr ist darin nicht mehr enthalten, stattdessen reicht sie vom 23. bis zum 26. Altersjahr. Für die beiden Bereiche nach dem 56. Altersjahr gilt, dass der erste etwas breiter, der zweite dafür leicht schmaler geworden ist. Die neu hinzugekommene vierte Altersspanne umfasst die auffallend vielen zusätzlichen Brüche, die zwischen dem 28. und dem 34. Altersjahr gefunden wurden. In Tabelle 6-13 ist die Zugehörigkeit eines Bruchs zu einem der vier Bereiche anhand der farblichen Hinterlegung der Altersjahre \bar{a}_{jt} zu erkennen.

Tabelle 6-13: Die *mbP2*-Beschäftigungseffekte für die verschiedenen Szenarien

Monat <i>t</i>	Schwelle \bar{a}_{jt}	Szenario			Monat <i>t</i>	Schwelle \bar{a}_{jt}	Szenario		
		"gut"	"mittel"	"schlecht"			"gut"	"mittel"	"schlecht"
1	22	-3.6%	-0.4%	0.1%	9	28	1.8%	-0.3%	2.0%
	26	1.2%	-0.5%	0.0%		55	-2.7%	0.5%	-0.1%
	31	-1.7%	0.6%	0.9%	10	30	-2.4%	1.1%	2.7%
	47	1.0%	0.5%	2.3%		58	-3.0%	1.8%	-2.8%
	49	1.0%	2.2%	-1.0%		60	12.4%	-0.1%	1.8%
	59	-1.6%	-0.9%	0.1%		63	-8.8%	-3.1%	-0.1%
2	63	-2.1%	3.0%	-0.6%	11	31	0.7%	1.2%	0.2%
	26	-5.4%	-2.8%	1.4%		35	-5.0%	-2.1%	3.2%
	34	-1.6%	0.5%	1.8%		61	-1.9%	-1.0%	-2.9%
	49	1.5%	1.9%	0.5%		63	-0.9%	-0.7%	-0.2%
3	60	4.1%	-1.0%	-1.1%	12	31	3.6%	0.3%	0.8%
	23	-0.2%	-4.2%	-1.9%		56	-4.5%	0.0%	-0.9%
	25	-1.4%	0.0%	2.0%		62	-1.1%	-0.6%	0.4%
	34	-2.7%	-0.6%	0.1%	13	35	-0.4%	1.7%	1.2%
	47	-2.7%	0.4%	1.3%		60	-4.3%	-0.8%	-1.0%
4	57	1.5%	1.8%	-0.2%	62	0.0%	-0.3%	-0.2%	
	24	-7.0%	-4.7%	2.0%	14	52	0.1%	0.0%	3.5%
	33	-2.3%	-0.5%	1.7%		63	-2.0%	0.1%	-1.8%
	54	-0.5%	1.1%	-0.6%	15	57	16.4%	2.7%	0.3%
60	3.0%	0.0%	0.9%	59		-16.4%	-4.6%	0.0%	
24	2.6%	-0.7%	-1.4%	63		-3.1%	-1.0%	-0.5%	
30	-5.6%	-0.7%	2.0%	16		37	-1.6%	-0.8%	0.0%
40	0.3%	0.4%	1.1%		57	10.1%	0.5%	0.6%	
58	1.5%	2.2%	-1.1%		59	-7.5%	-1.3%	5.9%	
24	4.4%	-2.7%	2.0%		61	1.6%	4.8%	-0.5%	
5	30	-5.6%	-0.7%	2.0%	63	-0.9%	-1.4%	-0.6%	
	41	-4.2%	-0.9%	1.4%	17	22	-4.9%	-4.5%	4.3%
	55	-1.0%	0.7%	-0.1%		24	8.0%	2.0%	-3.4%
	61	-1.9%	0.7%	-1.2%		26	-5.6%	-2.6%	1.8%
63	0.9%	0.2%	-0.4%	28		-1.5%	0.0%	1.5%	
6	24	3.7%	2.2%	-0.6%	56	-0.1%	1.4%	-0.6%	
	36	-1.6%	-0.6%	1.7%	18	48	-3.3%	2.8%	3.2%
	58	-0.3%	1.5%	-0.5%					
7	29	-1.5%	-2.7%	0.8%					
	56	3.6%	1.1%	0.0%					
	63	-4.1%	-2.6%	-1.5%					

Während die Lage der Bruchstellen in der *mbP2*-Spezifikation damit noch relativ ähnlich wie zuvor in der *mbP1*-Variante ist, zeigt Tabelle 6-13, dass dies für die Richtung und die Höhe der dort gemessenen **Beschäftigungseffekte** nicht unbedingt gilt. Die Effekte an den einzelnen Bruchstellen streuen zwischen den Szenarien sehr stark, wobei oft auch Vorzeichenwechsel auszumachen sind. Betrachtet man die Szenarien jedoch isoliert, zeigen sich innerhalb der vier Altersspannen durchaus über die verschiedenen Verlaufsmonate hinweg robuste Muster. Für die einzelnen Szenarien lässt sich dadurch auch hier ein idealtypischer Verlauf der Beschäftigungschancen ausmachen. Bevor dieser beschrieben wird, sollen die gefundenen Effekte jedoch noch im Hinblick auf deren mögliche Verursachung durch die Altersstaffelung im BVG untersucht werden.

Wie zuvor lässt sich bereits aufgrund der Lage der gefundenen Brüche kaum ein Zusammenhang mit den **Altersgutschriften des BVG** ausmachen. Die dunkelblauen Balken in Abbildung 6-6 zeigen die Verteilung der *mbP2*-Strukturbrüche auf die einzelnen Altersjahre. Die leichte Häufung von Brüchen um das 25. Altersjahr (innerhalb der ersten Altersspanne) könnte zunächst als potentielle Wirkung des sich dort erhöhenden Altersgutschriftensatzes gesehen werden. Da die Beschäftigungseffekte an diesen Brüchen jedoch relativ zufällig zu streuen scheinen und nicht durchwegs negativ ausfallen, dürften steigende Pensionskassengutschriften kaum deren Ursache sein. Auch die Brüche der zweiten Altersspanne könnten aufgrund ihrer Lage als potentielle (vorlaufende) Effekte einer BVG-Altersschwelle interpretiert werden. Während die Beschäftigungseffekte für das Szenario “gut” über die einzelnen Verlaufsmonate hinweg tatsächlich grossteils negativ ausfallen, sind jene für die “schlechten” Stellensuchenden jedoch durchwegs positiv. Deshalb scheint es auch hier unplausibel, dass die beobachteten Wirkungen ein Effekt des Anstiegs der Altersgutschriften beim 35. Altersjahr sein könnten. Für die Brüche innerhalb der letzten beiden Altersspannen lässt sich schliesslich gar kein inhaltlicher Bezug zum BVG mehr herstellen. Insgesamt zeigen sich also auch mit der letzten hier betrachteten Modellspezifikation keine Anzeichen für die vermeintlichen negativen Beschäftigungswirkungen der altersgestaffelten BVG-Gutschriften.

Abbildung 6-8 zeigt den über alle Verlaufsmonate ermittelten **idealtypischen Verlauf** der Beschäftigungschancen für einen “gut” und einen “schlecht” positionierten Stellensuchenden. Die skizzierten Zusammenhänge sehen noch immer recht ähnlich aus, wie jene aus den *mbP1*-Modellen. Dass sich der Verlauf der Anstellungschancen entlang der Altersdimension in den einzelnen Verlaufsmonaten nur geringfügig unterscheidet, gilt weiterhin genauso, wie die Be-

schreibung der sich über die Verlaufsmonate hinweg verändernden Niveaus. Neu ist der Verlauf der Beschäftigungschancen jedoch vom betrachteten **Szenario** abhängig. Sowohl der Einfluss des Alters als auch die Beschäftigungseffekte sind im Szenario "gut" ausgeprägter, als dies im Szenario "schlecht" der Fall ist. Dadurch nähern sich die Beschäftigungschancen der beiden Profile gegen Ende des Erwerbslebens stark an.

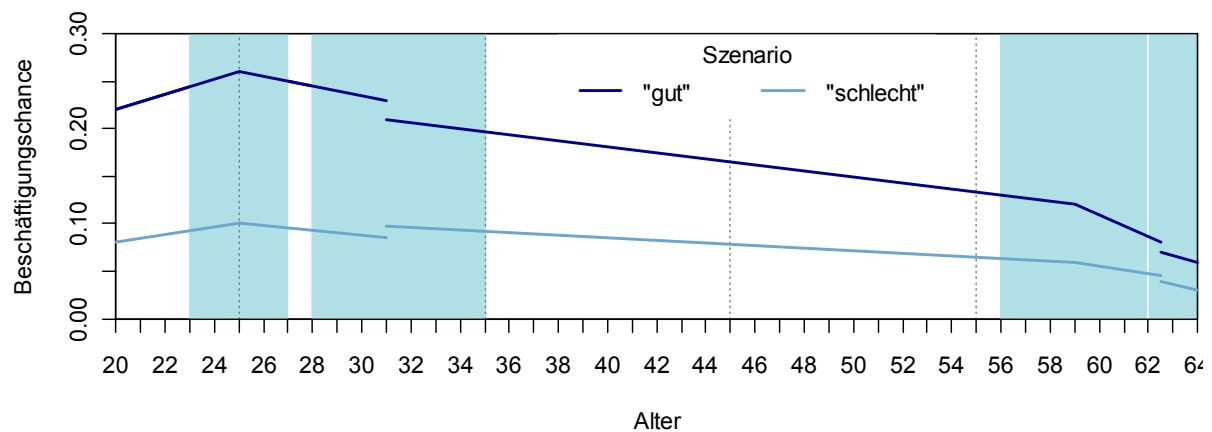


Abbildung 6-8: Idealtypischer Verlauf der Beschäftigungschancen in den *mbP2*-Modellen

Beim **Verlauf der Anstellungschancen entlang der Altersdimension** zeigt sich, wie der für die Jüngsten festgestellte positive Trend etwas länger anhält, als dies ohne Kontrollvariablen der Fall war. Deren Beschäftigungschancen steigen unabhängig vom betrachteten Szenario neu bis **Mitte Zwanzig** an – was jedoch wiederum nur bis zum 7. Verlaufsmonat gilt. Dieser positive Alterseffekt im frühen Erwerbsleben könnte jedoch bloss ein statistisches Artefakt sein: Womöglich ist er ein Indiz für die unzureichende Erfassung der Ausbildung der Stellensuchenden durch die Variable "Qualifikation". Im Datensatz ist lediglich festgehalten, ob jemand über eine Ausbildung verfügt, die mindestens äquivalent zu einer Berufslehre ist, jedoch nicht, ob jemand beispielsweise einen tertiären Bildungsabschluss hat. Da viele weiterführende Ausbildungen bis etwa Mitte Zwanzig dauern, werden in diesem Alter besonders viele Hochqualifizierte auf Stellensuche sein. Da diese höhere Beschäftigungschancen aufweisen, deren Bildung aber nicht adäquat erfasst ist, sieht es so aus, als sei das Alter der Grund für deren gute Beschäftigungsaussichten. Die Variable Alter modelliert so die unerfasste höhere Bildung mit, wodurch der Einfluss des Alters auf die Anstellungschancen während der besagten Altersjahre zu positiv geschätzt wird. Wie erwähnt zeigt sich diese positive Abhängigkeit lediglich während der ersten sieben Monate der Stellensuche. In den Verlaufsmonaten 8 bis 18 sinken die Beschäftigungschancen der Stellensuchenden, mit wenigen nicht

gegen Null gesicherten Ausnahmen, vom 20. Altersjahr durchgehend bis zum Pensionsalter. So scheint es, dass die hochqualifizierten Schulabgänger, dank ihrer besseren Beschäftigungsaussichten, nach sieben Monaten auf Stellensuche im Datenbestand unter den Personen Mitte Zwanzig nicht mehr übervertreten sind. Die Variable Alter amtet dann nicht mehr als Proxy für die höhere Bildung, womit die positive Verzerrung entfällt. Weitere mögliche Gründe für den Anstieg der Beschäftigungschancen bis Mitte Zwanzig, könnten die bis dahin oft noch bedeutend zunehmende persönliche Reife (was z.B. Verkehrsunfallstatistiken eindrücklich belegen⁵⁶) oder das Erlangen erster Berufserfahrung sein.

Auf jeden Fall sinken die Anstellungschancen mit zunehmendem Alter spätestens ab Mitte Zwanzig in allen Verlaufsmonaten und zwar mit einer relativ konstanten Rate bis Ende Fünfzig. Dazwischen, in einer **Altersspanne um das 30. Altersjahr**, zeigen sich hier allerdings, anders als in der *mbP1*-Spezifikation, in mehreren Verlaufsmonaten sprunghafte Veränderungen in den Beschäftigungschancen. Die Anstellungschancen im Szenario "gut" weisen dabei fast durchgehend einen (z.T. recht stark) negativen Sprung auf. Gut ausgebildete, örtlich flexible und als leicht vermittelbar eingestufte Stellensuchende haben folglich eine bessere Chance eine Anstellung zu finden, bevor sie diese Altersschwelle überschreiten. Für ihre weniger gut situierten Kollegen gilt gerade das Gegenteil. Die für das Szenario "schlecht" gemessenen Sprünge sind stets positiv. Dass die beiden Beschäftigungseffekte gegenläufig sind, dürfte erklären, weshalb ohne Kontrollvariablen an dieser Stelle kaum Brüche zu verzeichnen waren: Die sprunghaften Veränderungen in den Anstellungschancen scheinen sich über die verschiedenen Merkmalsprofile der Probanden auszugleichen.

Gründe für dieses Muster an Brüchen um das 30. Altersjahr sind nicht ganz einfach zu finden. "Schlecht" situierte Stellensuchende werden eher wenig anspruchsvolle Arbeiten suchen. Die Arbeitgeber werden bei der Besetzung dieser Stellen die Bewerber kaum aufgrund ihrer Qualifikationen selektieren, da niedrige Qualifikationen in der Regel relativ gut substituierbar sind. Stattdessen könnte für sie jedoch das Alter der Stellensuchenden zum relevanten Kriterium werden. Bewerber über 30 dürften aufgrund ihrer fortgeschrittenen persönlichen Reife als zuverlässiger wahrgenommen werden und sich durch eine mittlerweile ausgeprägte Berufserfahrung von ihren jüngeren Pendanten abheben. Bei Bewerbern mit "gutem" Profil im

⁵⁶In den Jahren 2001 und 2002 lag das Unfallrisiko (pro gefahrenem Autokilometer) der 18 bis 19-Jährigen etwa dreimal und das der 20 bis 24-Jährigen etwa zweimal über dem schweizerischen Durchschnitt. Ab dem 25. Altersjahr war das Risiko über das gesamte restliche Erwerbsalter bemerkenswert konstant (Statistisches Amt des Kantons Zürich, 2004, S. 8).

selben Alter könnten die Arbeitgeber hingegen skeptisch sein. Diese wollen oder können offenbar nicht gradlinig eine Karriere bei ihrem angestammten Arbeitgeber verfolgen, wie dies von “guten Arbeitern” zuweilen erwartet wird und sind stattdessen nach einigen Berufsjahren bereits wieder auf Stellensuche. Weiter könnte es sein, dass Arbeitgeber auf der Suche nach “gut” qualifizierten Nachwuchskräften eine Art Schmerzgrenze bei dreissig Jahren haben und Stellensuchende, die älter sind, entsprechend benachteiligen. Sowohl bei den “gut” als auch bei den “schlecht” situierten Stellensuchenden könnte damit das Überschreiten des (symbolträchtigen) 30. Altersjahres zu einer eigentlichen Stigmatisierung führen – für die einen mit positiven, für die anderen mit negativen Konsequenzen.

Die Brüche, die sich im dritten Bereich **Ende Fünfzig** häufen, lassen wie bereits in der *mbP1*-Spezifikation kein einheitliches Muster an Beschäftigungseffekten erkennen. Dafür ist der geschätzte Koeffizient des Alters nach den Brüchen ausnahmslos deutlich negativer als zuvor. In diesem Bereich ist somit auch unter Berücksichtigung der beobachteten Heterogenität eine klare Beschleunigung im Rückgang der Beschäftigungschancen auszumachen. Die Strukturbrüche der letzten hervorgehobenen Altersspanne um das **62. und 63. Altersjahr** führen einerseits tendenziell zu einer vom Szenario unabhängigen sprungartigen Verschlechterung der Anstellungschancen und verstärken andererseits deren negativen Trend entlang der Altersdimension nochmals deutlich. Obschon hier ohne Kontrollvariablen keine Sprünge in den Beschäftigungschancen festgestellt wurden, bleibt die Wirkung der Brüche ähnlich, da ohnehin nur noch wenige Altersjahre vor der Pension betroffen sind.

Als Ursachen für die vielen Strukturbrüche in den beiden Altersspannen nahe dem Ende des Erwerbslebens, kommen mehrere Faktoren in Frage. In vielen Tätigkeiten dürfte es sich nicht lohnen, jemanden einzuarbeiten, der ohnehin nur noch wenige Jahre im Betrieb verbleiben wird. Der Zeithorizont für die Amortisation des anfänglichen Einarbeitungsaufwandes nimmt gegen Ende des Erwerbslebens rasch ab. Während Stellensuchende Anfang Fünfzig noch über gut 15 Jahre angestellt werden können, verkürzt sich diese Zeitspanne bis Ende Fünfzig auf rund einen Drittel und halbiert sich Anfang Sechzig nochmals um die Hälfte. Mit dem sinkenden Anstellungshorizont nehmen ausserdem die Fluktuationskosten zu. Weiter verschlechtern sich einige gefragte Persönlichkeitsmerkmale oft mit zunehmendem Alter. So nimmt etwa der Wert der in jungen Jahren erlangten Bildung ab, womöglich verschlechtern sich der Gesundheitszustand und die Belastbarkeit, oder die räumliche, zeitliche oder geistige Flexibilität lässt nach. In den meisten Fällen werden die Arbeitgeber deshalb jüngere Bewerber finden, welche ihre Ansprüche ebenso gut erfüllen, wie dies ältere könnten. Dass die Beschäfti-

gungschancen der Stellensuchenden Ende Fünfzig sehr rasch zurückgehen, erstaunt daher nicht.

Mit dem mbP-Verfahren lässt sich also ein klares Bild darüber gewinnen, wie sich die Anstellungschancen der Stellensuchenden in Abhängigkeit ihres Alters über die einzelnen Verlaufsmonate ihrer Suche hinweg entwickeln. Anzeichen für die fraglichen Beschäftigungswirkungen der BVG-Altersgutschriften, können hingegen abermals keine ausgemacht werden.

7 Schlussbetrachtung

Im vorhergehenden Kapitel wurden die Anstellungschancen der Probanden entlang der Altersdimension zunächst lediglich an den Altersschwellen des BVG und anschliessend an sämtlichen Altersjahren auf mögliche Diskontinuitäten untersucht. Doch selbst beim 25. Altersjahr, wo die Altersgutschriften der Versicherten im Durchschnitt um 7% ansteigen, wurden keine robusten Anzeichen auf unmittelbare oder vorher einsetzende Beschäftigungseffekte gefunden. Genauso wenig Einfluss auf die Anstellungschancen zeigte das Überschreiten des 22., 35., 45. und 55. Altersjahres, wo die mittleren Gutschriftensätze jeweils zwischen zwei und drei Prozentpunkten ansteigen. Trotz der breiten Datenbasis und der zahlreichen getesteten Modellspezifikationen wurden **keine stichhaltigen Hinweise** auf die vermeintlich negativen Beschäftigungswirkungen der Altersgutschriften gefunden.

Während dies der vorherrschenden Meinung im hiesigen politischen Diskurs widerspricht, stehen die Resultate **im Einklang mit den Ergebnissen internationaler Studien** zu vergleichbaren Fragestellungen. Diese finden grossteils eine starke oder gar vollständige Überwälzung von Arbeitgeberbeiträgen auf die Löhne der Arbeitnehmer – was nicht nur für Pensionskassenbeiträge, sondern auch für Krankenversicherungs-, Betriebsunfalls- oder sonstige Sozialversicherungsbeiträge gilt. Wenn die Traglast der Pensionskassenbeiträge den Arbeitnehmern zufällt, wird deren Höhe für die Arbeitgeber irrelevant. Dadurch stellen auch altersgestaffelte Gutschriftensysteme kein Beschäftigungshindernis für ältere Arbeitnehmer dar. Die Gründe, weshalb die Traglast primär auf die Arbeitnehmer fällt, sind vielfältig. Die besonders relevanten sollen hier nochmals hervorgehoben werden.

Einen grossen Teil der Pensionskassenbeiträge werden die Arbeitnehmer von sich aus bereit sein zu tragen, da diese im Gegensatz zu reinen Steuern einen ausgeprägten **Einkommensersatz-Charakter** aufweisen. Pensionskassengutschriften haben für die Arbeiter einen klar ersichtlichen monetären Gegenwert. Im Normalfall werden die Arbeitnehmer einem Franken Lohn zwar einen höheren Nutzen beimessen als einem Franken Pensionskassenguthaben, dennoch werden die meisten bereit sein für höhere Pensionskassengutschriften auf einen Teil ihres Lohnes zu verzichten. Diese Bereitschaft hängt zudem positiv vom Alter der Arbeiter ab: Zusammen mit dem Alter steigen sowohl die Chance, irgendwann tatsächlich eine Rente zu beziehen, als auch die zu erwartende Dauer des Rentenbezuges. Beides erhöht den Erwartungswert der späteren Rente und damit den Nutzen der einbezahlten Beiträge. Entsprechend

müssen die Arbeitgeber ihren älteren Mitarbeitern zwar höhere Mindestgutschriften überweisen, haben diese jedoch weniger stark selbst zu tragen. Über die einzelnen Altersschwellen des BVG wird die Traglast für die Arbeitgeber dadurch deutlich weniger stark ansteigen, als dies die Gutschriftensätze vermuten lassen. Ausserdem spricht der eher bescheidene obligatorische Versicherungsschutz, zusammen mit den von vielen Pensionskassen zu dessen Aufbesserung angebotenen Wahlmöglichkeiten, für einen hohen Einkommensersatz-Charakter der Beiträge. Diese sorgen, trotz des staatlichen Versicherungszwangs, für eine relativ individuelle Bedürfnisbefriedigung.

Einen ersten Teil der Traglast der Pensionskassenbeiträge werden die Arbeitnehmer also ohnehin bereit sein zu übernehmen. Aber auch der verbleibende Teil, der **Steuer-Charakter** der Beiträge, wird eher ihnen zufallen. Die Arbeitnehmer sind im Normalfall relativ stark auf ein Einkommen angewiesen, während die Arbeitgeber oft Arbeit durch Kapital substituieren oder ihre Produktion verlagern können, um zusätzlichen Steuern auszuweichen. Das gesamtwirtschaftliche Arbeitsangebot ist deshalb eher lohn-unelastisch, die Arbeitsnachfrage dagegen -elastisch, womit der Grossteil des verbleibenden Steuer-Charakters der Beiträge von den Arbeitern getragen wird.

Im Übrigen gilt es zu beachten, dass die **isolierte Betrachtung der Mindestgutschriftensätze** zu überhöhten Vorstellungen bezüglich der tatsächlichen Differenzen in den zu entrichtenden Pensionskassenbeiträgen führt. Zum einen sind die Gutschriften im Gesetz als Anteil des koordinierten Einkommens definiert, entscheidend für deren arbeitsmarktliche Konsequenzen ist jedoch deren Anteil am gesamten Einkommen. Gemessen an diesem fallen die Gutschriftensätze um mindestens ein Drittel tiefer aus und liegen bei sehr hohen sowie sehr geringen Einkommen nochmals deutlich niedriger. Die gesetzlichen Mindestgutschriftensätze suggerieren so eine zu hohe Belastung der Einkommen. Zum anderen wird es nur selten der Fall sein, dass zwei Personen, welche mehrere BVG-Altersstufen auseinander liegen, für dieselbe Stelle in Frage kommen. Üblicherweise werden Personen innerhalb einer gewissen Altersspanne gesucht. 20-Jährige und 60-Jährige sind hierbei keine echten Substitute und ein Vergleich derer Mindestgutschriften daher kaum angebracht. Die Unterschiede in den zu entrichtenden Pensionskassenbeiträgen, die mit alternativen Besetzungen einer Stelle einhergehen, werden auch deshalb geringer ausfallen, als dies die gesetzlichen Werte zunächst glauben machen.

Angesicht der angeführten Gründe ist es nicht erstaunlich, dass mit keiner der verwendeten Methoden Hinweise auf die fraglichen Beschäftigungseffekte gefunden wurden. Natürlich können die höheren Lohnnebenkosten in Einzelfällen dennoch ausschlaggebend für den An-

stellungsentscheid zugunsten eines jüngeren Bewerbers sein. Die Resultate belegen aber, dass die höheren Pensionskassenbeiträge **keine systematisch negativen Beschäftigungsfolgen** für ältere Arbeitnehmer haben. Bedenken bezüglich derer Benachteiligung aufgrund der geltenden Gesetze scheinen deshalb unbegründet und Bemühungen zu deren Umgestaltung unnötig.

Als zweite interessante Erkenntnis, neben dem Ausbleiben der fraglichen Beschäftigungseffekte, konnte hier eine Art **idealtypischer Verlauf der Beschäftigungschancen** ausgemacht werden. So zeigte sich, dass sich die Anstellungschancen der Stellensuchenden entlang der Altersdimension in allen Verlaufsmonaten sehr ähnlich entwickeln und sich zwischen diesen primär im Niveau unterscheiden. Die erstere Beobachtung ist in Abbildung 6-8 veranschaulicht. Diese zeigt, dass die Anstellungschancen (in einem beliebigen Monat der Stellensuche) mit dem Alter im Wesentlichen ab dem 20. bis etwa zum 60. Altersjahr einigermaßen linear zurückgehen. Nicht abschliessend geklärt werden konnte, ob sie zunächst bis zum 25. Altersjahr leicht ansteigen, oder ob dies bloss ein statistisches Artefakt ist. Deutlich zeigt sich jedoch eine Verstärkung des negativen Trends in den Anstellungschancen gegen Ende des Erwerbslebens. Dadurch wird es für Stellensuchende ab Mitte Fünfzig sehr schnell schwieriger eine Stelle zu finden.

Der beschriebene Verlauf bleibt sehr ähnlich, unabhängig davon, ob bei der Modellierung der Beschäftigungschancen um weitere beobachtete Personenmerkmale kontrolliert wird. Dasselbe gilt für die **Veränderungen im Niveau** der Beschäftigungschancen über die einzelnen Verlaufsmonate hinweg. Im 1. Monat liegen diese (unabhängig vom Alter der Stellensuchenden) noch relativ niedrig, steigen dann im 2. aber schon auf ein Maximum, wo sie bis hin zum 4. etwa konstant bleiben. Anschliessend gehen die Beschäftigungschancen langsam wieder zurück und unterschreiten im 9. Verlaufsmonat das Niveau des ersten. Bis hin zum 18. Verlaufsmonat sinken sie schliesslich nur noch geringfügig weiter. Tatsächlich weisen die Beschäftigungschancen also robuste und durchaus anschauliche Muster auf – einen Bezug zu den Altersgutschriften des BVG haben diese jedoch nicht.

Literaturverzeichnis

- Alesina, A. & Perotti, R. (1997). The Welfare State and Competitiveness. *American Economic Review*, Vol. 87, No. 5, pp. 921-939.
- Anderson, P. M. & Meyer, B. D. (1997). The Effects of Firm Specific Taxes and Government Mandates with an Application to the U.S. Unemployment Insurance Program. *Journal of Public Economics*, Vol. 65, No. 2, pp. 119-145.
- Anderson, P. M. & Meyer, B. D. (2000). The Effects of the Unemployment Insurance Payroll Tax on Wages, Employment, Claims and Denials. *Journal of Public Economics*, Vol. 78, No. 1, pp. 81-106.
- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, pp. 821-856.
- Andrews, D. W. K. & Ploberger, W. (1994). Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only under the Alternative. *Econometrica*, Vol. 62, No. 6, pp. 1383-1414.
- Angrist, J. D. & Lavy, V. (1999). Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 2, pp. 533-575.
- Arbeitsgruppe Umwandlungssatz (2004). *Überprüfung des Umwandlungssatzes auf seine technischen Grundlagen*. Bericht vom November 2004.
- Bauer, T. & Riphahn, R. T. (2002). Employment Effects of Payroll Taxes: An Empirical Test for Germany. *Applied Economics*, Vol. 34, No. 7, pp. 865-876.
- Beck, S. (2007). Berufliche Vorsorge. Lineare Altersgutschriften während der gesamten Berufstätigkeit. *Parlamentarische Initiative 07.425*.
- Benutzer-Handbuch AVAM (1992). Version 1.0 vom 1. Juli 1992.
- Berk, R. A. & de Leeuw, J. (1999). An Evaluation of California's Inmate Classification System Using a Generalized Regression Discontinuity Design. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, No. 448, pp. 1045-1052.
- Berk, R. A. & Rauma, D. (1983). Capitalizing on Nonrandom Assignment to Treatments: A Regression-Discontinuity Evaluation of a Crime-Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 78, No. 381, pp. 21-28.

- Binswanger, P. (1986). *Geschichte der AHV. Schweizerische Alters- und Hinterlassenenversicherung*. Pro Senectute, Zürich.
- Black, S. (1999). Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 2, pp. 577-599.
- Borjas, G. J. (2008). *Labor Economics* (4th Edition). McGraw-Hill/Irwin, New York.
- Boeri, T. & Van Ours, J. (2008). *The Economics of Imperfect Labor Markets*. Princeton University Press, Princeton.
- Bulow, J. & Landsman, W. (1985). The Relationship Between Wages and Benefits. In: Wise, D. A. (ed.), *Pensions, Labor and Individual Choice* (Chapter 15, pp. 379-398). University of Chicago Press, Chicago.
- Bundesamt für Sozialversicherungen & Staatssekretariat für Wirtschaft (2005). Massnahmen zur Förderung der Arbeitsmarktbeteiligung älterer ArbeitnehmerInnen. *Bericht zum Massnahmenpaket für ein langfristiges Wirtschaftswachstum, Massnahme 12*.
- Bundesamt für Sozialversicherungen (2006). Massnahmen zur Förderung der Beschäftigung älterer Arbeitskräfte – insbesondere Änderung der Altersgutschriften in der beruflichen Vorsorge. *Bericht des Bundesrates in Beantwortung der Postulate Polla (02.3208) und CVP-Fraktion (05.3651)*.
- Bundesamt für Sozialversicherungen (2008). *Obligatorische berufliche Vorsorge (BVG): technische Aspekte und Anwendungsbeispiele*. Bern.
- Bundesamt für Statistik (2004). *Pensionskassenstatistik 2002: Die berufliche Vorsorge in der Schweiz*. Neuchâtel.
- Bundesamt für Statistik (2006). *Pensionskassenstatistik 2004: Die berufliche Vorsorge in der Schweiz*. Neuchâtel.
- Bundesamt für Statistik (2007). *Die berufliche Vorsorge in der Schweiz: Pensionskassenstatistik 2005*. Neuchâtel.
- Bundesamt für Statistik (2008a). *Die berufliche Vorsorge in der Schweiz: Pensionskassenstatistik 2006*. Neuchâtel.
- Bundesamt für Statistik (2008b). *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, Resultate 2001 bis 2006*. Neuchâtel.
- Bundesamt für Statistik (2008c). *Arbeitsmarktindikatoren 2008*. Neuchâtel.

- Bundesamt für Statistik (2008d). *Gesamtarbeitsvertragliche Lohnabschlüsse für 2007: Kommentierte Ergebnisse und Tabellen*. Neuchâtel.
- Bundesamt für Statistik (2008e). Erwerbstätigkeit der Personen ab 50 Jahren. Eine Untersuchung zu den Ergebnissen der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung und der Lohnstrukturhebung. *BFS Aktuell, Arbeit und Erwerb*, Neuchâtel.
- Bundesamt für Statistik (2009a). *Ständige Wohnbevölkerung (Total) nach Kantonen: 1970-2008*. Neuchâtel, URL: http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/01/02/blank/key/raeumliche_verteilung/kantone__gemeinden.html
- Bundesamt für Statistik (2009b). *Tabellen zum Herunterladen: Löhne, Erwerbseinkommen – Detaillierte Daten*. Neuchâtel, URL: <http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/03/04/blank/data/00.html>
- Bundesamt für Statistik (2009c). *Karten und Atlanten. Atlas über das Leben nach 50: Lebenserwartung und Gesundheit*. Neuchâtel, URL: http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/regionen/thematische_karten/atlas_de_la_vie_apres_50_ans/sante_et_bien_etre.html
- Bundesamt für Statistik (2011). *Tabellen zum Herunterladen: Löhne, Erwerbseinkommen – Detaillierte Daten: Erwerbseinkommen*. Neuchâtel, URL: <http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/03/04/blank/data/03.html>
- Bundesverfassung der Schweizerischen Eidgenossenschaft (BV) vom 18. April 1999 (Stand am 1. Januar 2008). AS 1999 2556, SR 831.40.
- Bundesgesetz über die Alters- und Hinterlassenenversicherung (AHVG) vom 20. Dezember 1946 (Stand am 1. Dezember 2007). AS 1963 837, SR 831.10.
- Bundesgesetz über die berufliche Alters-, Hinterlassenen und Invalidenvorsorge (BVG) vom 25. Juni 1982 (Stand am 1. Dezember 2007). AS 1983 797, SR 831.40.
- Bundesgesetz über die obligatorische Arbeitslosenversicherung und die Insolvenzenschädigung (Arbeitslosenversicherungsgesetz, AVIG) vom 25. Juni 1982 (Stand am 1. August 2008). AS 1982 2184, SR 837.0.
- Bundesrat der Schweizerischen Eidgenossenschaft (2000). *Botschaft zur Revision des Bundesgesetzes über die berufliche Alters-, Hinterlassenen- und Invalidenvorsorge (BVG) (1. BVG-Revision)* vom 1. März 2000. BBl 2000 2637.

- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics. Methods and Applications*. Cambridge University Press, New York.
- Chen, K. M. & Shapiro, J. M. (2007). Do Harsher Prison Conditions Reduce Recidivism? A Discontinuity-Based Approach. *American Law and Economics Review*, Vol. 9, No. 1, pp. 1-29.
- Chen, S. & Van der Klaauw, W. (2008). The Work Disincentive Effects of the Disability Insurance Program in the 1990s. *Journal of Econometrics*, Vol. 142, No. 2, pp. 757-784.
- Chow, G. C. (1960). Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, Vol. 28, No. 3, pp. 591-605.
- Chu, C.-S. J., Hornik, K. & Kuan, C.-M. (1995). MOSUM Tests for Parameter Constancy. *Biometrika*, Vol. 82, No. 3, pp. 603-617.
- Clark, R. L. & McDermed, A. A. (1986). Earnings and Pension Compensation: The Effect of Eligibility. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 101, No. 2, pp. 341-362.
- Congdon, W., Kling, J. R. & Mullainathan, S. (2009). Behavioral Economics and Tax Policy. *NBER Working Papers 15328*, National Bureau of Economic Research.
- Degen, B. (2009). *Arbeitslosigkeit*. In: Historisches Lexikon der Schweiz (HLS), URL: <http://www.hls-dhs-dss.ch/textes/d/D13924.php>
- Dorsey, S. (1987). The Economic Functions of Private Pensions: An Empirical Analysis. *Journal of Labor Economics*, Vol. 5, No. 4, pp. S171-S189.
- Ehrenberg, R. G. (1980). Retirement System Characteristics and Compensating Wage Differentials in the Public Sector. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 33, No. 4, pp. 470-483.
- Even, W. E. & Macpherson, D. A. (1990). The Gender Gap in Pensions and Wages. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, No. 2, pp. 259-265.
- Fisher, R. A. (1922). On the Mathematical Foundations of Theoretical Statistics. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London, Series A*, Vol. 222, pp. 309-368.
- Fraktion CVP/EVP/glp (2005). Ältere Arbeitnehmer stärken. Änderung der Altersgutschriften im BVG. *Postulat 05.3651*.

- García, J. R. & Sala, H. (2008). The Tax System Incidence on Unemployment: A Country-Specific Analysis for the OECD Economies. *Economic Modelling*, Vol. 25, No. 6, pp. 1232-1245.
- Garibaldi, P. (2006). *Personnel Economics in Imperfect Labour Markets*. Oxford University Press, Oxford.
- Gruber J. & Krueger, A. B. (1991). The Incidence of Mandated Employer-Provided Insurance: Lessons from Workers' Compensation Insurance. In: Bradford, D. (ed.), *NBER Book Series Tax Policy and the Economy* (Vol. 5, Chapter 4, pp. 111-144). MIT Press, Cambridge.
- Gruber, J. (1992). State Mandated Benefits and Employer Provided Health Insurance. *NBER Working Papers 4239*, National Bureau of Economic Research.
- Gruber, J. & Hanratty, M. (1995). The Labor-Market Effects of Introducing National Health Insurance: Evidence from Canada. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 13, No. 2, pp. 163-173.
- Gruber, J. (1997). The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile. *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 3, pp. 72-101.
- Gruber, J. (2000). Health Insurance and the Labor Market. In Culyer, A. J. & Newhouse, J. P. (ed.), *The Handbook of Health Economics* (Vol. 1, Chapter 12, pp. 645-706). Elsevier Science, Amsterdam.
- Gunderson, M., Hyatt D. & Pesando, J. E. (1992). Wage-Pension Trade-Offs in Collective Agreements. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 1, pp. 146-160.
- Gustman, A. L. & Steinmeier, T. L. (1987). Pensions, Efficiency Wages, and Job Mobility. *NBER Working Papers 2426*, National Bureau of Economic Research.
- Hahn, J., Todd, P. & Van der Klaauw, W. (1999). Evaluating the Effect of an Antidiscrimination Law Using a Regression-Discontinuity Design. *NBER Working Papers 7131*, National Bureau of Economic Research.
- Hahn, J., Todd, P. & Van der Klaauw, W. (2001). Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design. *Econometrica*, Vol. 69, No. 1, pp. 201-209.

-
- Hansen, B. E. (1992). Testing for Parameter Instability in Linear Models. *Journal of Policy Modelling*, Vol. 14, No. 4, pp. 517-533.
- Hansen, B. E. (1997). Approximate Asymptotic P-Values for Structural Change Tests. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 15, No. 1, pp. 60-67.
- Hothorn, T., Hornik, K. & Zeileis, A. (2006). Unbiased Recursive Partitioning: A Conditional Inference Framework. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, Vol. 15, No. 3, pp. 651-674.
- Ihaka, R. & Gentleman, R. (1996). R: A Language for Data Analysis and Graphics. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, Vol. 5, No. 3, pp. 299 - 314.
- Imbens, G. & Lemieux, T. (2008). Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice. *Journal of Econometrics*, Vol. 142, No. 2, pp. 615-635.
- Jaag, C., Keuschnigg, C. & Keuschnigg, M. (2008). Alterung, Sozialwerke und Institutionen. Studie im Auftrag des Staatssekretariats für Wirtschaft SECO, *Institut für Finanzwissenschaft und Finanzrecht, Universität St. Gallen*.
- Kanton Jura (2004). BVG. Bessere Berufschancen für ältere Arbeitnehmer. *Standesinitiative* 04.305.
- Kesselman, J. R. (1996). Payroll Taxes in the Finance of Social Security. *Canadian Public Policy*, Vol. 22, No. 2, pp. 162-179.
- Komamura, K. & Yamada, A. (2004). Who Bears the Burden of Social Insurance? Evidence from Japanese Health and Long-Term Care Insurance Data. *NBER Working Papers 10339*, National Bureau of Economic Research.
- Krueger, A. B. & Meyer, B. D. (2002). Labor supply effects of social insurance. In Auerbach, A. J. & Feldstein, M. (ed.), *Handbook of Public Economics* (Vol. 4, Chapter 33, pp. 2327-2392). Elsevier Science, Amsterdam.
- Künzler, G. & Knöpfel, C. (2002). *Arme sterben früher: Soziale Schicht, Mortalität und Rentenalterspolitik in der Schweiz*. Caritas-Verlag, Luzern.
- Lalive, R. (2008). How do Extended Benefits Affect Unemployment Duration? A Regression Discontinuity Approach. *Journal of Econometrics*, Vol. 142, No. 2, pp. 785-806.

-
- Lalive, R., Wuellrich, J.-P. & Zweimüller, J. (2007). Do Financial Incentives for Firms Promote Employment of Disabled Workers? A Regression Discontinuity Approach. *Working Paper, University of Zurich and University of Lausanne*.
- Lee, D. S. & Lemieux, T. (2010). Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature*, Vol. 48, No. 2, pp. 281-355.
- Lee, D. S., Moretti, E. & Butler, M. J. (2004). Do Voters Affect or Elect Policies? Evidence from the U.S. House. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No. 3, pp. 807-859.
- Lemieux, T. & Milligan, K. (2008). Incentive Effects of Social Assistance: A Regression Discontinuity Approach. *Journal of Econometrics*, Vol. 142, No. 2, pp. 807-828.
- Lumley, T. (2005). *biglm: Bounded Memory Linear and Generalized Linear Models*. R package version 0.4.
- McEwan, P. J. & Urquiola, M. (2005), Economic Behavior and the Regression-Discontinuity Design: Evidence from Class Size Reduction. *Working Paper, Columbia University*.
- Meyer-Kaelin, T. (2007). Die Anstellung von älteren Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern unterstützen. *Motion* 07.3201.
- Mitchell, O. & Pozzebon, S. (1986). Wages, Pensions, and Wage Pension Tradeoffs. In: Mitchell, O. (ed.), *Explaining Patterns in Old-Age Pensions*. National Institute on Aging, Washington.
- Montgomery, E., Shaw, K. & Benedict, M. E. (1992). Pensions and Wages: A Hedonic Price Theory Approach. *International Economic Review*, Vol. 33, No. 1, pp. 111-128.
- Moore, R. (1987). Are Male/Female Earnings Differentials Related to Life-Expectancy-Caused Pension Cost Differences? *Economic Inquiry*, Vol. 25, No. 3, pp. 389-401.
- Musgrave, R. A. (1966). *Finanztheorie*. Tübingen, Mohr.
- Nyblom, J. (1989). Testing for the Constancy of Parameters over Time. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 84, No. 405, pp. 223-230.
- Olson, C. A. (2002). Do Workers Accept Lower Wages in Exchange for Health Benefits? *Journal of Labor Economics*, Vol. 20, No. 2, pp. 91-114.
- Ooghe, E., Schokkaert, E. & Flechet, J. (2003). The Incidence of Social Security Contributions: An Empirical Analysis. *Empirica*, Vol. 30, No. 2, pp. 81-106.

- Pissarides, C. A. (1998). The Impact of Employment Tax Cuts on Unemployment and Wages: The Role of Unemployment Benefits and Tax Structure. *European Economic Review*, Vol. 42, No. 1, pp. 155-183.
- Ploberger, W. & Krämer, W. (1992). The CUSUM Test with OLS Residuals. *Econometrica*, Vol. 60, No. 2, pp. 271-285.
- Polla, B. (2002). BVG. Förderung von Arbeitsplätzen von über 55-jährigen. *Postulat* 02.3208.
- Quandt, R. E. (1960). Tests of the Hypothesis that a Linear Regression Obeys Two Separate Regimes. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 55, pp. 324-330.
- Queisser, M. & Vittas, D. (2000). The Swiss Multi-Pillar Pension System: Triumph of Common Sense? *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 2416.
- R Development Core Team (2007). R: A Language and Environment for Statistical Computing. *R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria*. ISBN 3-900051-07-0, URL: <http://www.R-project.org>.
- Robbiani, M. (2007). Zweite Säule. Ältere Arbeitnehmende nicht mehr benachteiligen. *Parlamentarische Initiative* 07.489.
- Rosen, S. (1987). The Theory of Equalizing Differences. In Ashenfelter, O. & Layard, R. (ed.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. 1, Chapter 12, pp. 641-692). Elsevier Science, Amsterdam.
- Schaetti, S., Dürrenberger, R. & Sheldon, G. (1990). Berufliche Vorsorge und Arbeitsmarkt. *WWZ-Studien Nr. 18, Forschungsstelle für Arbeitsmarkt und Industrieökonomik, Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum, Universität Basel*.
- Schiller, B. R. & Weiss, R. D. (1980). Pensions and Wages. A Test for Equalizing Differences. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, No. 4, pp. 529-538.
- Schönholzer Diot, B. (2003). Das Parlament verabschiedet die 1. BVG-Revision. *Soziale Sicherheit CHSS*, Nr. 6, S. 342-344.
- Sheldon, G. (1999). Arbeitslosenversicherung mit Wahlmöglichkeiten: Eine Machbarkeitsstudie. Studie im Auftrag der Freisinnig-Demokratischen Partei der Schweiz, *Forschungsstelle für Arbeitsmarkt und Industrieökonomik, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Universität Basel*.
- Sicherheitsfonds BVG (2007). *Geschäftsbericht 2006*. Bern.

- Smith, R. S. (1981). Compensating Differentials for Pensions and Underfunding in the Public Sector. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, No. 3, pp. 463-468.
- Smith, R. S. & Ehrenberg, R. G. (1983). Estimating Wage-Fringe Tradeoffs: Some Data Problems. In: Triplett, J. (ed.), *The Measurement of Labor Cost*, pp. 347-370. University of Chicago Press, Chicago.
- Statistisches Amt des Kantons Zürich (2004). Alter, Automobilität und Unfallrisiko. Eine Analyse von schweizerischen Daten des Mikrozensus Verkehr und der Unfallstatistik. *statistik.info*, Zürich.
- Staatssekretariat für Wirtschaft, Bundesamt für Sozialversicherungen & Bundesamt für Gesundheit (2005). Partizipation älterer Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer. *Synthesebericht der gemischten EVD/EDI Leitungsgruppe „Partizipation älterer Arbeitnehmer“*, Bern.
- Stettler, N. (2009). *Pensionskassen*. In: Historisches Lexikon der Schweiz (HLS), URL: <http://www.hls-dhs-dss.ch/textes/d/D14068.php>.
- Strobl, C., Wickelmaier, F. & Zeileis, A. (2009). Accounting for Individual Differences in Bradley-Terry Models by Means of Recursive Partitioning. *Technical Report, Number 54, Department of Statistics, University of Munich*.
- Summers, L. H. (1989). Some Simple Economics of Mandated Benefits. *American Economic Review*, Vol. 79, No. 2, pp. 177-183.
- Summers, L. H., Gruber, J. & Vergara, R. (1993). Taxation and the Structure of Labor Markets: The Case of Corporatism. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 2, pp. 385-411.
- Swisscanto Asset Management AG (2008). *Schweizer Pensionskassen 2008*. Zürich.
- Swisscanto Asset Management AG (2006). *Schweizer Pensionskassen 2006*. Zürich.
- Thistlethwaite, D. & Campbell, D. T. (1960). Regression-Discontinuity Analysis: An Alternative to the Ex Post Facto Experiment. *Journal of Educational Psychology*, Vol. 51, No. 6, pp. 309-317.
- Trochim, W. (1984). *Research Design for Program Evaluation: The Regression-Discontinuity Design*. Sage, Beverly Hills.

- Van der Klaauw, W. (1997). A Regression-Discontinuity Evaluation of the Effect of Financial Aid Offers on College Enrollment. *Working Papers 97-10, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University*.
- Van der Klaauw, W. (2008). Regression-Discontinuity Analysis: A Survey of Recent Developments in Economics. *LABOUR*, Vol. 22, No. 2, pp. 219-245.
- Verordnung über das Informationssystem für die Arbeitsvermittlung und die Arbeitsmarktstatistik (AVAM-Verordnung) vom 1. November 2006. AS 2006 4547, SR 823.114.
- Verordnung über die berufliche Alters-, Hinterlassenen und Invalidenvorsorge (BVV 2) vom 18. April 1984 (Stand am 1. Januar 2008). AS 1984 543, SR 831.441.1.
- Visser, R. A. & de Leeuw, J. (1984). Maximum Likelihood Analysis for a Generalized Regression-Discontinuity Design. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, Vol. 9, No. 1, pp. 45-60.
- Zeileis, A. (2003). *Testing for Structural Change: Theory, Implementation and Applications*. Dissertation, Universität Dortmund.
- Zeileis, A. (2005). A Unified Approach to Structural Change Tests Based on ML Scores, F Statistics and OLS Residuals. *Econometric Reviews*, Vol. 24, No. 4, pp. 445-466.
- Zeileis, A. (2006). Implementing a Class of Structural Change Tests: An Econometric Computing Approach. *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 50, No. 11, pp. 2987-3008.
- Zeileis, A. & Hornik, K. (2007). Generalized M-Fluctuation Tests for Parameter Instability. *Statistica Neerlandica*, Vol. 61, No. 4, pp. 488-508.
- Zeileis, A., Shah, A. & Patnaik, I. (2007). Exchange Rate Regime Analysis Using Structural Change Methods. *Research Report Series, Report 56, Wirtschaftsuniversität Wien*.
- Zeileis, A., Hothorn, T. & Hornik, K. (2008). Model-based Recursive Partitioning. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, Vol. 17, No. 2, pp. 492-514.

Anhang

Verzeichnis der Anlagen

I	Erfasste Vorsorgeeinrichtungen	127
II	Gutschriftensätze nach Jahrgang und Kalenderjahr für Mann und Frau.....	128
III	Vermögenserträge und Altersgutschriften	130
IV	Tabellen zur Datenaufbereitung	133
V	Tabellen zu den Kohorten	137
VI	Abbildungen zur Datenaufbereitung	140
VII	<i>RDD1</i> -Parameterschätzungen	142
VIII	<i>RDD2</i> -Parameterschätzungen	143
IX	<i>RDD3</i> -Parameterschätzungen	147
X	Anzahl Beobachtungen in den <i>RDD</i> -Regressionen	155
XI	Nach Branche unterschiedene <i>RDD1</i> -Beschäftigungseffekte.....	157
XII	<i>mbP1</i> -Regressionsergebnisse	160
XIII	<i>mbP2</i> -Regressionsergebnisse	162
XIV	Vergleich der Lage der Strukturbrüche in den <i>mbP</i> -Schätzungen.....	167

I Erfasste Vorsorgeeinrichtungen

Die folgende Liste umfasst die Namen sämtlicher Vorsorgeeinrichtungen, deren Vorsorgepläne in der Erhebung ausgewertet wurden.

ALRIVO Vorsorgestiftung	PK Graubünden
Ascom PK	PK IMOREK
ASCOOP	PK Mobil
ASGA PK	PK Musik und Bildung
Bafidia PK*	PK Nidwalden
Basellandschaftliche PK	PK Optik/Photo/Edelmetall
Bernische Lehrerversicherungskasse	PK PANVICA
Bernische PK	PK Post
BVG-Stiftung der SV Group	PK pro
BVK Personalvorsorge des Kantons Zürich	PK Rhätische Bahn
cablcom PK	PK Rieter
CIEPP	PK SBB
CIP Caisse Intercommunale de Pension	PK SBV
comPlan	PK Schafhausen
Comunitas	PK Schuhe-Leder
CoOpera Sammelstiftung PUK	PK Schwyz
CP de l'Etat de Vaud	PK Solothurn
CP de la République et Canton du Jura	PK SR Technics Switzerland
CPK Swatch	PK St. Galler Gemeinden
CPV/CAP Coop Personalversicherung	PK Stadt Zürich
Credit Suisse PK	PK Swiss Re
CRP de l'industrie vaudoise de la construction	PK Thurgau
Galenica PVS	PK Uri
Galenicare PVS	PK ZKB
Helvetia Sammelstiftung	PK-AETAS BVG Sammelstiftung
Luzerner PK	PKE PK Energie
META Sammelstiftung	PKG PK
Migros PK	PRESV Vorsorgestiftung des Walliser Gesundheitssektors
Nest Sammelstiftung	Previs*
Novartis	PUBLICA Angeschlossene Organisationen
Noventus Collect	PUBLICA EHB
Pax Sammelstiftung	PUBLICA ETH
PEGEBA	PUBLICA IGE
PVK der Stadt Bern	PUBLICA RAB
PVS Bolligen - Ittigen - Ostermundigen	PUBLICA Swissmedic
PVS der Aluminium Laufen AG	PUBLICA Vorsorgewerk Bund
PVS der Ärzte und Tierärzte PAT-BVG	Ruhegehalts- und Vorsorgekasse des Lehrpersonals des Kantons Wallis
PVS der CSS	Schindler PK
PK Alstom	Schweizerische National Sammelstiftung BVG
PK AR	Stiftung Abendrot
PK Basel-Stadt*	Stiftung Auffangeinrichtung BVG
PK Bau	Sulzer VE
PK Bombardier	Swisscanto Sammelstiftung
PK BonAssistus	Syngenta PK
PK BUCH	Transparenta Sammelstiftung
PK Coiffure & Esthétique	Valitas Sammelstiftung
PK der Oerlikon Contraves AG	Versicherungskasse der Stadt St.Gallen
PK der Siemens-Gesellschaften in der Schweiz	Versicherungskasse für das Staatspersonal des Kantons St.Gallen*
PK der Stadt Luzern	Veska PK
PK der Technischen Verbände SIA STV BSA FSAI USIC	Vita Sammelstiftung
PK des schweizerischen Apothekervereins	Vorsorge Ruag
PK des Staatspersonals Freiburg*	Vorsorgekasse für das Personal des Staates Wallis
PK Etavis	VS Film und Audiovision vfa
PK Freelance	VS VSAO
PK Gärtner und Floristen	VS Walter Meier AG
PK Georg Fischer	Zuger PK
PK GL	

* bietet Vorsorgepläne mit beiden Primaten

II Gutschriftensätze nach Jahrgang und Kalenderjahr für Mann und Frau

Tabelle I: BVG-Alter und Mindestgutschriftensatz nach Jahrgang und Kalenderjahr für Männer

Jahr- gang	Kalenderjahr											Gutschriftensatz
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	
1934	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	
1935	63	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	
1936	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	72	
1937	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	
1938	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	
1939	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	
1940	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	
1941	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	
1942	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	
1943	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	
1944	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	
1945	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	
1946	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	
1947	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	
1948	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	
1949	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	18%
1950	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	
1951	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	
1952	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	
1953	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	
1954	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	
1955	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	
1956	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	
1957	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	
1958	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	15%
1959	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	
1960	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	
1961	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	
1962	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	
1963	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	
1964	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	
1965	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	
1966	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	
1967	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	
1968	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	10%
1969	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	
1970	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	
1971	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	
1972	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	
1973	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	
1974	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	
1975	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	
1976	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	
1977	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	
1978	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	7%
1979	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	
1980	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	
1981	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	
1982	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	
1983	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	
1984	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	
1985	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	
1986	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	
1987	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
1988	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	

Tabelle II: BVG-Alter und Mindestgutschriftensatz nach Jahrgang und Kalenderjahr für Frauen

Jahr- gang	Kalenderjahr											Gutschriftensatz
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	
1937	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	
1938	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	
1939	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	
1940	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	
1941	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	
1942	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	
1943	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	
1944	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	
1945	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	
1946	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	
1947	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	
1948	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	
1949	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	18%
1950	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	
1951	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	
1952	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	
1953	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	
1954	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	
1955	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	
1956	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	
1957	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	
1958	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	15%
1959	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	
1960	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	
1961	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	
1962	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	
1963	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	
1964	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	
1965	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	
1966	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	
1967	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	
1968	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	10%
1969	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	
1970	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	
1971	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	
1972	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	
1973	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	
1974	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	
1975	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	
1976	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	
1977	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	
1978	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	7%
1979	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	
1980	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	
1981	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	
1982	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	
1983	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	
1984	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	
1985	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	
1986	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	
1987	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
1988	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	

III Vermögenserträge und Altersgutschriften

Wie in Kapitel 2.3 erläutert wurde, lässt sich nicht ausschliessen, dass die Pensionskassen einen Teil der Altersgutschriften über Kapitalerträge finanzieren. Die folgenden Überlegungen und Daten zeigen jedoch, dass dies höchst selten der Fall sein wird. Zunächst wird hier bestimmt, wie sich der durchschnittliche Zinsaufwand der Pensionskassen zusammensetzt. Danach werden die erzielten Anlagerenditen betrachtet, bevor die beiden Grössen schliesslich verglichen werden, um zu sehen, ob die Pensionskassen langfristig womöglich Überschussrenditen erzielen könnten.

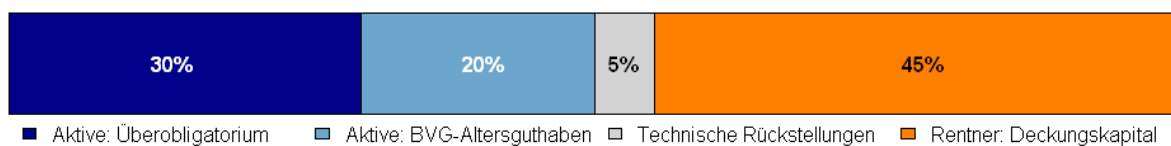


Abbildung I: Die Kapitalstruktur einer durchschnittlichen Pensionskasse

Die **Zusammensetzung des zu verzinsenden Kapitals** einer durchschnittlichen Pensionskasse präsentierte sich im Jahr 2005 unabhängig vom geltenden Primat etwa wie in Abbildung I dargestellt (Swisscanto, 2006, S. 12f.). Rund die Hälfte des Kapitals stammte von noch aktiven Erwerbspersonen, gut 45% von Rentnern und etwa 5% diente im Mittel dieses Jahres als technische Rückstellungen. Da der gesetzlich festgelegte Mindestzinssatz nur für das von den Aktiven im Obligatorium angesparte Altersguthaben gilt, muss lediglich etwa ein Fünftel des gesamten Kapitals mit diesem verzinst werden⁵⁷. Von grösserer Bedeutung ist dagegen die Verzinsung des Deckungskapitals der Rentner, das fast die Hälfte des Gesamtkapitals ausmacht. Der hierbei als Zielgrösse verwendete so genannte technische Zinssatz soll sicherstellen, dass die Kassen auch künftig über genügend Deckungskapital verfügen, um die geschuldeten Renten erbringen zu können⁵⁸. Für den Teil des Kapitals aus dem Überobligatorium gilt

⁵⁷ Aufgrund des Ausbaus des versicherten Lohnes in der 1. BVG-Revision, dürfte der Anteil des Altersguthabens der Aktiven heute leicht höher liegen.

⁵⁸ Das künftig notwendige Kapital bestimmt sich aus den zu erwartenden Rentenzahlungen. Die Höhe einer einzelnen Rente ergibt sich dabei aus dem jeweiligen (vergangenen, aktuellen oder künftigen) Umwandlungssatz und deren Bezugsdauer aus der individuellen Lebenserwartung. Als Zielgrösse für die Verzinsung des Deckungskapitals reagiert der technische Zinssatz sehr empfindlich auf Änderungen in diesen Werten (Arbeitsgruppe Umwandlungssatz, 2004, S. 9f.).

keine gesetzlich festgelegte Mindestverzinsung. Jedoch setzen sich die Pensionskassen normalerweise selbst eine solche Marke.

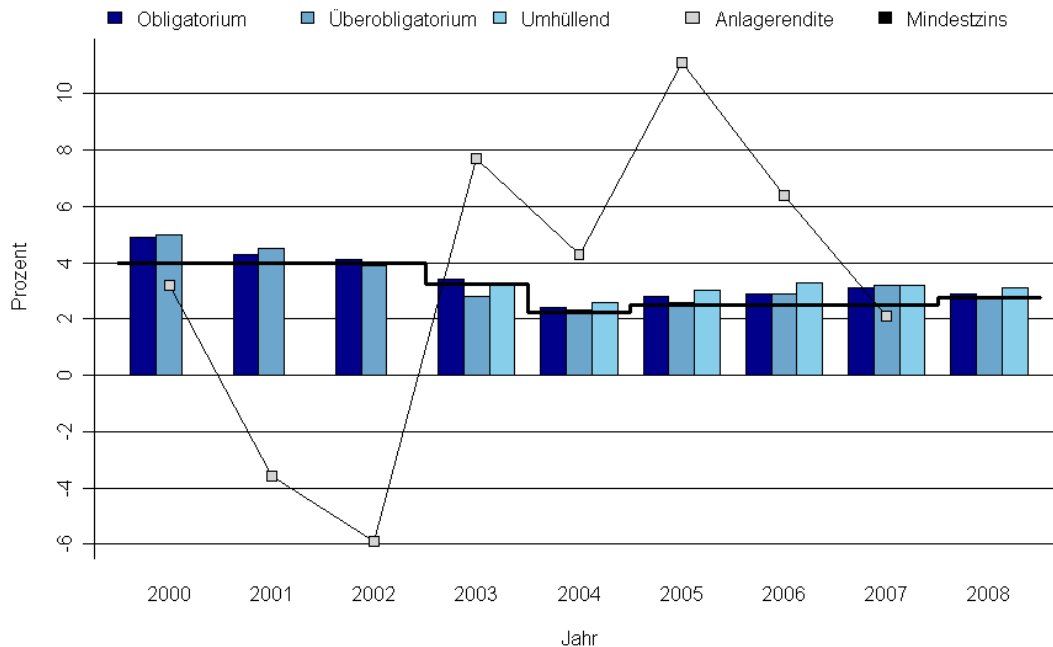


Abbildung II: Die Verzinsung der Sparkapitalien, die erzielten Anlagerenditen und der Mindestzins

Die tatsächliche **Verzinsung der Sparkapitalien** wird von der Swisscanto nach dem Umfang der durch die Pensionskassen versicherten Lohnbestandteile ausgewiesen. Einen Überblick zu deren Höhe geben die blauen Balken in Abbildung II, wobei darin auch der aktuelle Mindestzinssatz (schwarz) und die durchschnittlich realisierte Anlagerendite (grau) festgehalten sind. Im Mittel der fünf Jahre ab 2003, für welche die Datenlage vollständig ist, betrug der **Mindestzinssatz** 2.6%. In diesem Zeitraum boten mit durchschnittlich 3.1% diejenigen Kassen die höchste Verzinsung, welche nicht bloss den obligatorischen Teil des Lohnes versicherten (sog. umhüllende Kassen). Jene, die nur Lohnbestandteile ausserhalb des Obligatoriums abdeckten (Überobligatorium) schrieben im Mittel 2.8% und damit am wenigsten den Konten ihrer Kunden gut. Dazwischen lagen mit einem Durchschnitt von 2.9% die Kassen, welche einzig das Obligatorium abdeckten.

Der **technische Zinssatz** unterscheidet sich zwar je nach Versichertenkreis einer Pensionskasse, sofern sich aber die grundlegenden Rahmenbedingungen (v.a. Umwandlungssatz & Lebenserwartung) über die Jahre hinweg nicht zu stark verändern, gilt er im Durchschnitt längerfristig und ist kaum Schwankungen unterworfen. Über das Jahr 2007 lag er für Versicherte im Beitragsprimat im Mittel bei etwa 3.6% und für solche im Leistungsprimat bei rund 4%

(Swisscanto, 2008, S. 54). Beide Werte liegen deutlich über dem damals geltenden Mindestzinssatz von 2.5% und auch über der in diesem Jahr relativ grosszügigen Verzinsung der restlichen Kapitalien. Die hohen Werte deuten an, dass der Umwandlungssatz gemessen an der Lebenserwartung etwas hoch sein dürfte.

Während die Variation in den durchschnittlichen Zinsaufwänden der Pensionskassen relativ gering ist, weisen deren **Anlagerenditen** von Jahr zu Jahr erhebliche Schwankungen auf, wie die grauen Quadrate in Abbildung II eindrücklich zeigen. So lag der gesamte **Vermögensertrag** aller Pensionskassen beispielsweise im Jahr 2006 bei CHF 33.4 Milliarden, im Jahr 2005 bei CHF 52.7 Milliarden (+58%) und ein Jahr zuvor lediglich bei CHF 19.2 Milliarden (-43%; BfS, 2008a, S. 23, BfS, 2007, S. 23 sowie BfS, 2006, S. 22). Über die letzten acht der jährlich durchgeführten Swisscanto-Studien erreichten die von den beteiligten Vorsorgeeinrichtungen ausgewiesenen Anlagerenditen im Mittel 2.9%. Dabei schwankten sie jedoch zwischen -5.9% im Jahr 2002 und +11.1% im Jahr 2005 (Swisscanto, 2008, S. 46f.). Die Gegenüberstellung der Anlagerenditen mit den zu erbringenden Zinsen in Abbildung II zeigt anschaulich weshalb ein Grossteil der überschüssigen Renditen aus ertragsstarken Jahren als Reserve einbehalten werden muss, damit die gesetzlich und technisch notwendigen Leistungen auch in weniger guten Jahren erbracht werden können. Vor diesem Hintergrund überrascht die zuvor gemachte Feststellung nicht, dass die technischen Reserven der Pensionskassen nach drei ertragsstarken Jahren Ende 2005 gut 5% ihres Gesamtkapitals ausmachten.

Die vorangehenden Betrachtungen zeigen, dass eine **teilweise Finanzierung der Altersguthabenschriften über Vermögenserträge** langfristig kaum eine Option sein wird. Die zu realisierende Rendite müsste klar über der zur Deckung der Kapitalkosten zu erwirtschaftenden Mischung aus Mindestzins, technischem und selbst gewähltem Zins liegen, damit nach Einbezug von Verwaltungskosten und Rückstellungen noch Beiträge an die Altersguthaben bezahlt werden können. Nach Art. 15 Abs. 2 BVG orientiert sich der Mindestzins an “Renditen marktgängiger Anlagen”, was für den selbst gewählten Zins im Normalfall auch gelten sollte. Wie gezeigt, liegt der technische Zinssatz im Durchschnitt nochmals höher, womit die Mischung der drei Zinssätze langfristig kaum unter der “Rendite marktgängiger Anlagen” ausfallen wird. Eine Anlagestrategie, welche angesichts dieser Aufwände langfristig eine Überschussrendite erwarten lässt, dürfte deshalb für die naturgemäss auf Sicherheit bedachten Vorsorgeeinrichtungen mit zu hohen Risiken behaftet sein.

IV Tabellen zur Datenaufbereitung

Tabelle III: Anzahl Personen in den Beständen und den Zugängen (Teil 1)

Datum		Bestände				Zugänge				
Jahr	Monat	aus der Vorlaufzeit	aus der Laufzeit	Total	Verän- derung	Neuzugänge			Wieder- zugänge	Total
						un- belastet	vor- belastet	Total		
1999	Jan	204'314	-	204'314	-	-	-	-	-	-
	Feb	184'339	16'557	200'896	-3'418	8'400	8'157	16'557	0	16'557
	Mrz	160'795	32'238	193'033	-7'863	9'088	8'735	17'823	0	17'823
	Apr	140'964	43'246	184'210	-8'823	7'603	8'030	15'633	88	15'721
	Mai	125'328	50'945	176'273	-7'937	6'867	6'910	13'777	211	13'988
	Jun	111'258	57'422	168'680	-7'593	7'580	6'903	14'483	349	14'832
	Jul	99'653	64'240	163'893	-4'787	8'240	6'572	14'812	576	15'388
	Aug	88'944	69'784	158'728	-5'165	8'210	5'799	14'009	786	14'795
	Sep	78'955	75'551	154'506	-4'222	8'436	6'626	15'062	1'174	16'236
	Okt	70'878	81'580	152'458	-2'048	7'651	7'369	15'020	1'673	16'693
	Nov	63'799	89'882	153'681	1'223	8'293	9'233	17'526	1'950	19'476
	Dez	57'561	97'757	155'318	1'637	7'306	9'582	16'888	2'144	19'032
2000	Jan	50'878	102'519	153'397	-1'921	7'969	8'244	16'213	2'356	18'569
	Feb	45'716	103'561	149'277	-4'120	6'912	6'061	12'973	2'308	15'281
	Mrz	40'661	100'684	141'345	-7'932	6'654	5'492	12'146	2'478	14'624
	Apr	36'777	97'143	133'920	-7'425	5'158	4'343	9'501	2'474	11'975
	Mai	32'545	93'892	126'437	-7'483	6'176	4'713	10'889	2'977	13'866
	Jun	29'428	91'568	120'996	-5'441	5'049	3'764	8'813	2'250	11'063
	Jul	26'420	90'986	117'406	-3'590	5'980	4'017	9'997	2'465	12'462
	Aug	23'496	90'266	113'762	-3'644	6'515	3'688	10'203	2'635	12'838
	Sep	20'925	90'325	111'250	-2'512	6'168	3'827	9'995	3'300	13'295
	Okt	18'600	92'360	110'960	-290	6'353	4'324	10'677	4'714	15'391
	Nov	16'641	97'134	113'775	2'815	6'782	4'645	11'427	5'628	17'055
	Dez	15'068	101'824	116'892	3'117	5'519	4'125	9'644	5'638	15'282
2001	Jan	13'206	104'717	117'923	1'031	6'973	4'787	11'760	5'368	17'128
	Feb	12'003	103'724	115'727	-2'196	5'788	3'655	9'443	3'722	13'165
	Mrz	10'855	100'413	111'268	-4'459	5'707	3'538	9'245	3'888	13'133
	Apr	10'031	96'986	107'017	-4'251	5'056	3'079	8'135	3'905	12'040
	Mai	9'238	94'918	104'156	-2'861	5'670	3'454	9'124	4'095	13'219
	Jun	8'576	93'394	101'970	-2'186	5'180	2'929	8'109	3'707	11'816
	Jul	8'009	93'670	101'679	-291	6'087	3'214	9'301	3'931	13'232
	Aug	7'482	94'219	101'701	22	6'657	3'033	9'690	3'703	13'393
	Sep	6'984	95'461	102'445	744	6'655	3'115	9'770	4'437	14'207
	Okt	6'544	103'503	110'047	7'602	9'367	4'381	13'748	6'996	20'744
	Nov	6'168	115'769	121'937	11'890	10'780	4'851	15'631	8'454	24'085
	Dez	5'918	125'058	130'976	9'039	8'053	4'047	12'100	7'896	19'996
2002	Jan	5'568	134'006	139'574	8'598	10'671	5'039	15'710	8'133	23'843
	Feb	5'281	136'423	141'704	2'130	8'327	3'565	11'892	5'562	17'454
	Mrz	5'027	136'568	141'595	-109	7'847	3'428	11'275	5'568	16'843
	Apr	4'756	136'412	141'168	-427	8'318	3'529	11'847	6'323	18'170
	Mai	4'499	135'824	140'323	-845	7'855	3'145	11'000	5'677	16'677
	Jun	4'286	136'554	140'840	517	7'713	3'120	10'833	5'547	16'380
	Jul	4'066	139'322	143'388	2'548	9'437	3'458	12'895	6'164	19'059
	Aug	3'858	142'463	146'321	2'933	9'829	2'976	12'805	5'581	18'386
	Sep	3'697	148'920	152'617	6'296	11'124	3'508	14'632	7'170	21'802
	Okt	3'536	158'679	162'215	9'598	12'521	3'990	16'511	9'661	26'172
	Nov	3'420	171'190	174'610	12'395	12'642	4'050	16'692	10'349	27'041
	Dez	3'292	181'079	184'371	9'761	10'613	3'614	14'227	9'876	24'103
2003	Jan	3'136	190'555	193'691	9'320	13'305	4'264	17'569	9'678	27'247
	Feb	3'028	195'563	198'591	4'900	11'119	3'548	14'667	7'799	22'466
	Mrz	2'924	197'863	200'787	2'196	11'079	3'445	14'524	7'849	22'373
	Apr	2'826	198'913	201'739	952	10'754	3'175	13'929	8'144	22'073
	Mai	2'733	199'491	202'224	485	10'234	3'080	13'314	7'702	21'016
	Jun	2'659	200'341	203'000	776	9'993	2'956	12'949	7'454	20'403
	Jul	2'564	202'232	204'796	1'796	12'711	3'044	15'755	7'906	23'661
	Aug	2'493	204'221	206'714	1'918	11'963	2'485	14'448	6'655	21'103
	Sep	2'413	208'163	210'576	3'862	13'000	2'950	15'950	9'097	25'047
	Okt	2'281	213'855	216'136	5'560	13'350	3'124	16'474	11'129	27'603
	Nov	2'192	221'162	223'354	7'218	12'623	2'956	15'579	11'127	26'706
	Dez	2'128	227'174	229'302	5'948	10'661	2'789	13'450	11'456	24'906

Tabelle IV: Anzahl Personen in den Beständen und den Zugängen (Teil 2)

Datum		Bestände				Zugänge				
Jahr	Monat	aus der Vorlaufzeit	aus der Laufzeit	Total	Verän- derung	Neuzugänge			Wieder- zugänge	Total
						un- belastet	vor- belastet	Total		
2004	Jan	1'606	230'583	232'189	2'887	12'671	3'039	15'710	11'155	26'865
	Feb	1'524	229'820	231'344	-845	10'253	2'456	12'709	8'710	21'419
	Mrz	1'472	226'714	228'186	-3'158	10'703	2'659	13'362	9'471	22'833
	Apr	1'424	221'408	222'832	-5'354	9'239	2'155	11'394	9'091	20'485
	Mai	1'376	215'001	216'377	-6'455	8'214	2'048	10'262	7'937	18'199
	Jun	1'314	211'274	212'588	-3'789	9'888	2'117	12'005	8'607	20'612
	Jul	1'276	209'464	210'740	-1'848	11'085	1'872	12'957	8'192	21'149
	Aug	1'236	211'549	212'785	2'045	12'886	1'795	14'681	8'968	23'649
	Sep	1'189	212'544	213'733	948	11'663	2'012	13'675	10'573	24'248
	Okt	1'143	214'361	215'504	1'771	10'762	2'030	12'792	11'838	24'630
	Nov	1'108	220'994	222'102	6'598	11'956	2'382	14'338	13'702	28'040
	Dez	1'058	226'576	227'634	5'532	10'283	2'051	12'334	13'421	25'755
2005	Jan	1'019	228'605	229'624	1'990	10'798	2'152	12'950	12'063	25'013
	Feb	980	227'721	228'701	-923	9'040	1'787	10'827	9'909	20'736
	Mrz	933	223'592	224'525	-4'176	9'190	1'831	11'021	10'336	21'357
	Apr	897	218'123	219'020	-5'505	9'440	1'927	11'367	11'423	22'790
	Mai	865	213'159	214'024	-4'996	8'064	1'635	9'699	9'273	18'972
	Jun	847	209'410	210'257	-3'767	9'195	1'662	10'857	9'630	20'487
	Jul	823	207'477	208'300	-1'957	10'765	1'509	12'274	9'124	21'398
	Aug	798	209'316	210'114	1'814	12'528	1'463	13'991	9'699	23'690
	Sep	778	210'110	210'888	774	11'104	1'617	12'721	11'618	24'339
	Okt	760	211'774	212'534	1'646	9'905	1'535	11'440	12'607	24'047
	Nov	736	216'123	216'859	4'325	10'318	1'731	12'049	14'179	26'228
	Dez	716	220'283	220'999	4'140	9'185	1'447	10'632	14'306	24'938
2006	Jan	700	221'125	221'825	826	9'744	1'548	11'292	12'908	24'200
	Feb	678	217'716	218'394	-3'431	7'861	1'412	9'273	10'044	19'317
	Mrz	655	211'831	212'486	-5'908	8'063	1'492	9'555	11'134	20'689
	Apr	631	203'685	204'316	-8'170	6'736	1'102	7'838	9'784	17'622
	Mai	617	196'021	196'638	-7'678	7'371	1'260	8'631	9'991	18'622
	Jun	612	189'280	189'892	-6'746	7'212	1'174	8'386	9'109	17'495
	Jul	592	186'344	186'936	-2'956	8'894	1'061	9'955	8'953	18'908
	Aug	579	186'075	186'654	-282	10'700	1'087	11'787	9'941	21'728
	Sep	568	184'312	184'880	-1'774	8'961	1'142	10'103	11'251	21'354
	Okt	553	185'596	186'149	1'269	8'608	1'258	9'866	13'020	22'886
	Nov	540	188'101	188'641	2'492	8'516	1'124	9'640	14'048	23'688
	Dez	524	191'632	192'156	3'515	7'476	1'116	8'592	13'568	22'160
2007	Jan	513	192'663	193'176	1'020	8'644	1'272	9'916	13'288	23'204
	Feb	502	188'400	188'902	-4'274	6'702	1'006	7'708	9'707	17'415
	Mrz	491	179'807	180'298	-8'604	6'708	1'051	7'759	10'508	18'267
	Apr	476	173'330	173'806	-6'492	5'988	879	6'867	10'166	17'033
	Mai	460	165'383	165'843	-7'963	5'859	994	6'853	9'432	16'285
	Jun	449	158'228	158'677	-7'166	6'170	882	7'052	8'955	16'007
	Jul	433	156'635	157'068	-1'609	7'862	902	8'764	9'356	18'120
	Aug	422	155'813	156'235	-833	8'645	829	9'474	9'754	19'228
	Sep	409	153'986	154'395	-1'840	7'363	863	8'226	10'572	18'798
	Okt	396	157'062	157'458	3'063	7'872	1'000	8'872	13'698	22'570
	Nov	380	160'834	161'214	3'756	7'584	896	8'480	13'812	22'292
	Dez	374	164'464	164'838	3'624	6'106	742	6'848	12'762	19'610
2008	Jan	367	166'047	166'414	1'576	7'831	1'047	8'878	13'061	21'939

Tabelle V: Anzahl Personen in den Abgängen (Teil 1)

Datum		Abgänge							
Jahr	Monat	Erstabgänge				Wiederabgänge	Total aus Laufzeit	Vor- aus laufzeit	Total
		Stelle gefunden	anderer Grund	Grund fehlt	Total				
1999	Jan	-	-	-	-	-	-	-	-
	Feb	0	0	0	0	0	0	19'975	19'975
	Mrz	1'388	522	232	2'142	0	2'142	23'544	25'686
	Apr	2'898	1'142	673	4'713	0	4'713	19'831	24'544
	Mai	3'878	1'461	930	6'269	20	6'289	15'636	21'925
	Jun	5'089	2'189	1'038	8'316	39	8'355	14'070	22'425
	Jul	4'974	2'297	1'194	8'465	105	8'570	11'605	20'175
	Aug	5'387	2'303	1'374	9'064	187	9'251	10'709	19'960
	Sep	6'121	2'552	1'561	10'234	235	10'469	9'989	20'458
	Okt	6'109	2'724	1'450	10'283	381	10'664	8'077	18'741
	Nov	6'265	3'027	1'315	10'607	567	11'174	7'079	18'253
	Dez	5'802	3'110	1'296	10'208	949	11'157	6'238	17'395
2000	Jan	7'392	3'306	2'041	12'739	1'068	13'807	6'683	20'490
	Feb	7'754	3'490	1'748	12'992	1'247	14'239	5'162	19'401
	Mrz	10'168	3'427	2'215	15'810	1'691	17'501	5'055	22'556
	Apr	8'268	2'814	2'785	13'867	1'649	15'516	3'884	19'400
	Mai	9'637	3'623	1'663	14'923	2'194	17'117	4'232	21'349
	Jun	6'874	2'772	1'628	11'274	2'113	13'387	3'117	16'504
	Jul	6'351	3'299	1'353	11'003	2'041	13'044	3'008	16'052
	Aug	6'876	3'047	1'559	11'482	2'076	13'558	2'924	16'482
	Sep	6'481	2'754	1'780	11'015	2'221	13'236	2'571	15'807
	Okt	6'626	3'019	1'536	11'181	2'175	13'356	2'325	15'681
	Nov	5'791	2'838	1'429	10'058	2'223	12'281	1'959	14'240
	Dez	4'676	2'283	1'123	8'082	2'510	10'592	1'573	12'165
2001	Jan	6'528	2'906	1'580	11'014	3'221	14'235	1'862	16'097
	Feb	6'150	2'778	1'445	10'373	3'785	14'158	1'203	15'361
	Mrz	6'953	3'094	1'519	11'566	4'878	16'444	1'148	17'592
	Apr	6'138	2'796	1'771	10'705	4'762	15'467	824	16'291
	Mai	6'296	3'063	1'447	10'806	4'481	15'287	793	16'080
	Jun	5'548	2'675	1'306	9'529	3'811	13'340	662	14'002
	Jul	5'342	2'847	1'187	9'376	3'580	12'956	567	13'523
	Aug	5'383	2'701	1'421	9'505	3'339	12'844	527	13'371
	Sep	5'380	2'668	1'478	9'526	3'439	12'965	498	13'463
	Okt	5'481	2'842	1'061	9'384	3'318	12'702	440	13'142
	Nov	4'893	2'838	997	8'728	3'091	11'819	376	12'195
	Dez	4'125	2'456	952	7'533	3'174	10'707	250	10'957
2002	Jan	6'319	3'081	1'348	10'748	4'147	14'895	350	15'245
	Feb	6'018	3'162	1'343	10'523	4'514	15'037	287	15'324
	Mrz	6'697	2'980	1'296	10'973	5'725	16'698	254	16'952
	Apr	7'426	3'086	1'338	11'850	6'476	18'326	271	18'597
	Mai	7'258	2'913	1'356	11'527	5'738	17'265	257	17'522
	Jun	6'206	2'899	1'230	10'335	5'315	15'650	213	15'863
	Jul	6'581	3'515	1'067	11'163	5'128	16'291	220	16'511
	Aug	6'168	2'896	1'529	10'593	4'652	15'245	208	15'453
	Sep	6'236	2'981	1'458	10'675	4'670	15'345	161	15'506
	Okt	7'010	3'412	1'066	11'488	4'925	16'413	161	16'574
	Nov	6'024	3'106	1'068	10'198	4'332	14'530	116	14'646
	Dez	5'724	2'948	880	9'552	4'662	14'214	128	14'342
2003	Jan	7'201	3'625	1'426	12'252	5'519	17'771	156	17'927
	Feb	6'867	3'611	1'388	11'866	5'592	17'458	108	17'566
	Mrz	7'899	3'674	1'353	12'926	7'147	20'073	104	20'177
	Apr	7'954	3'593	1'616	13'163	7'860	21'023	98	21'121
	Mai	8'210	3'571	1'236	13'017	7'421	20'438	93	20'531
	Jun	7'742	3'810	1'104	12'656	6'897	19'553	74	19'627
	Jul	8'083	4'920	1'244	14'247	7'523	21'770	95	21'865
	Aug	7'368	3'728	1'639	12'735	6'379	19'114	71	19'185
	Sep	8'564	4'327	1'319	14'210	6'895	21'105	80	21'185
	Okt	8'432	4'929	1'183	14'544	7'367	21'911	132	22'043
	Nov	7'342	4'352	1'278	12'972	6'427	19'399	89	19'488
	Dez	6'855	4'226	875	11'956	6'938	18'894	64	18'958

Tabelle VI: Anzahl Personen in den Abgängen (Teil 2)

Datum		Abgänge							
Jahr	Monat	Erststapgänge				Wieder- abgänge	Total aus Laufzeit	aus Vor- laufzeit	Total
		Stelle gefunden	anderer Grund	Grund fehlt	Total				
2004	Jan	10'025	4'543	1'079	15'647	7'809	23'456	522	23'978
	Feb	9'198	4'800	53	14'051	8'131	22'182	82	22'264
	Mrz	10'409	5'248	41	15'698	10'241	25'939	52	25'991
	Apr	10'351	4'832	51	15'234	10'557	25'791	48	25'839
	Mai	9'738	4'650	53	14'441	10'165	24'606	48	24'654
	Jun	9'542	4'582	51	14'175	10'164	24'339	62	24'401
	Jul	8'917	4'886	58	13'861	9'098	22'959	38	22'997
	Aug	8'734	4'515	40	13'289	8'275	21'564	40	21'604
	Sep	9'493	4'884	51	14'428	8'825	23'253	47	23'300
	Okt	8'944	5'034	61	14'039	8'774	22'813	46	22'859
	Nov	8'058	4'939	76	13'073	8'334	21'407	35	21'442
	Dez	7'133	4'299	40	11'472	8'701	20'173	50	20'223
2005	Jan	8'969	4'705	45	13'719	9'265	22'984	39	23'023
	Feb	7'927	4'505	52	12'484	9'136	21'620	39	21'659
	Mrz	8'886	4'923	66	13'875	11'611	25'486	47	25'533
	Apr	9'726	4'986	46	14'758	13'501	28'259	36	28'295
	Mai	8'299	4'310	50	12'659	11'277	23'936	32	23'968
	Jun	8'354	4'382	42	12'778	11'458	24'236	18	24'254
	Jul	8'091	4'712	46	12'849	10'482	23'331	24	23'355
	Aug	7'994	4'338	50	12'382	9'469	21'851	25	21'876
	Sep	8'785	4'499	56	13'340	10'205	23'545	20	23'565
	Okt	8'111	4'429	57	12'597	9'786	22'383	18	22'401
	Nov	7'657	4'683	51	12'391	9'488	21'879	24	21'903
	Dez	6'861	4'006	59	10'926	9'852	20'778	20	20'798
2006	Jan	8'232	4'405	37	12'674	10'684	23'358	16	23'374
	Feb	7'453	4'350	55	11'858	10'868	22'726	22	22'748
	Mrz	8'525	4'632	39	13'196	13'378	26'574	23	26'597
	Apr	8'246	4'017	51	12'314	13'454	25'768	24	25'792
	Mai	8'295	4'146	45	12'486	13'800	26'286	14	26'300
	Jun	7'663	3'857	49	11'569	12'667	24'236	5	24'241
	Jul	6'951	3'783	41	10'775	11'069	21'844	20	21'864
	Aug	7'748	3'599	44	11'391	10'606	21'997	13	22'010
	Sep	7'892	3'881	49	11'822	11'295	23'117	11	23'128
	Okt	7'260	3'797	36	11'093	10'509	21'602	15	21'617
	Nov	6'916	4'004	47	10'967	10'216	21'183	13	21'196
	Dez	5'600	3'199	0	8'799	9'830	18'629	16	18'645
2007	Jan	7'149	3'525	0	10'674	11'499	22'173	11	22'184
	Feb	6'633	3'590	0	10'223	11'455	21'678	11	21'689
	Mrz	7'842	4'011	0	11'853	15'007	26'860	11	26'871
	Apr	6'719	3'339	0	10'058	13'452	23'510	15	23'525
	Mai	6'968	3'559	0	10'527	13'705	24'232	16	24'248
	Jun	6'647	3'543	0	10'190	12'972	23'162	11	23'173
	Jul	5'575	3'193	0	8'768	10'945	19'713	16	19'729
	Aug	6'431	3'146	0	9'577	10'473	20'050	11	20'061
	Sep	6'576	3'200	0	9'776	10'849	20'625	13	20'638
	Okt	6'024	3'205	0	9'229	10'265	19'494	13	19'507
	Nov	5'434	3'195	0	8'629	9'891	18'520	16	18'536
	Dez	4'332	2'645	0	6'977	9'003	15'980	6	15'986
2008	Jan	6'029	3'022	0	9'051	11'305	20'356	7	20'363

V Tabellen zu den Kohorten

Tabelle VII: Die Anzahl der Kohortenmitglieder und deren Abgangsmonat (Teil 1)

Jahr	Monat	Größe Kohorte	Erstabgänge je Verlaufsmonat t der Stellensuche																			Grund zensiert	Fehl	
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19+			
1999	Feb	16557	1910	2015	1631	1403	1001	805	669	545	496	352	366	300	295	234	273	171	164	173	1538	5	2'211	
	Mrz	17823	2025	2011	1933	1'357	1'206	928	731	605	469	444	356	357	289	307	223	197	185	183	1'681	13	2'433	
	Apr	15633	1697	2'181	1'654	1'206	928	731	588	543	504	351	312	241	288	239	203	163	153	149	1'366	11	2'145	
	Mai	13777	1761	1'658	1'353	1'088	774	647	500	525	402	317	249	294	218	203	186	157	156	126	126	1'251	9	1'903
	Jun	14483	1601	1'623	1'500	1'172	927	640	601	467	469	301	370	245	246	241	184	180	133	120	135	1'355	4	2'104
	Jul	14812	1601	1'770	1'442	1'141	744	805	625	572	350	451	312	298	343	265	225	168	123	136	130	1'302	10	2'129
	Aug	14009	1779	1'750	1'369	962	918	697	608	397	485	337	302	356	271	207	184	112	137	105	109	1'098	4	1'931
	Sep	15062	1705	1'832	1'394	1'240	914	804	584	584	656	430	384	365	308	283	186	131	183	137	99	1'252	5	2'170
	Okt	15020	1687	1'635	1'478	1'173	1'161	805	762	493	456	432	327	282	235	129	184	144	128	114	1230	14	2'151	
	Nov	17526	1673	1'989	1'871	1'941	1'326	1'218	696	586	539	387	345	260	166	187	150	147	103	111	1228	7	2'586	
	Dez	16888	1'828	2'035	2'415	1'704	1'667	786	581	506	364	323	238	174	211	122	163	144	126	89	1'138	9	2'265	
	2000	Jan	16213	2053	2'535	1'714	1'610	875	732	616	458	412	324	204	240	224	190	148	149	108	88	1'303	11	2'219
Feb		12973	1'809	1'510	1'611	1'022	836	680	508	468	312	216	256	185	214	146	158	101	92	99	1'049	13	1'688	
Mrz		12146	1'378	1'849	1'219	972	776	591	477	385	250	281	211	223	169	151	131	133	107	98	1'096	14	1'635	
Apr		9501	1'439	1'138	1'065	771	558	456	364	220	232	214	179	171	147	117	118	92	65	79	851	11	1'214	
Mai		10889	1'242	1'474	1'177	906	689	508	330	387	281	233	202	224	157	151	126	107	88	69	1'034	19	1'485	
Jun		8913	951	1'204	940	726	509	332	288	288	202	152	174	139	125	116	110	107	51	49	911	15	1'209	
Jul		9997	1'210	1'239	1'210	745	447	510	344	345	269	261	185	200	202	142	131	81	67	81	939	20	1'389	
Aug		10203	1'312	1'429	995	614	618	437	431	332	292	226	243	258	189	165	103	68	76	61	951	30	1'373	
Sep		9995	1'370	1'224	848	900	594	478	379	357	241	238	220	177	161	122	85	94	87	72	978	13	1'357	
Okt		10677	1'364	1'108	1'200	838	750	490	454	340	325	269	201	203	160	117	101	96	102	85	1'088	20	1'366	
Nov		11427	1'086	1'553	1'248	1'057	762	686	422	383	332	269	224	182	97	160	90	90	90	80	1'120	16	1'480	
Dez		9644	1'266	1'185	1'177	887	664	451	347	269	223	219	143	110	111	96	94	83	71	53	932	20	1'243	
2001	Jan	11760	1'542	1'666	1'196	1'007	671	551	423	369	314	212	130	190	126	116	128	119	79	86	1'226	27	1'582	
	Feb	9443	1'390	1'203	1'046	736	604	431	333	283	208	119	148	130	104	117	101	84	88	70	1'072	17	1'159	
	Mrz	9245	1'163	1'262	963	700	597	457	364	257	141	157	167	151	137	114	75	96	64	64	1'067	15	1'234	
	Apr	8135	1'086	1'038	852	644	507	368	271	188	202	162	126	142	132	100	96	51	73	67	982	20	1'028	
	Mai	9124	1'122	1'170	906	737	586	395	255	249	223	191	167	176	127	118	98	102	99	63	1'209	22	1'109	
	Jun	8109	930	959	835	695	441	264	314	225	213	187	173	145	124	127	105	84	58	58	1'127	22	1'023	
	Jul	9301	1'033	1'103	961	687	392	443	346	280	250	226	193	226	194	124	117	88	70	83	1'297	28	1'160	
	Aug	9690	1'122	1'222	888	559	551	433	358	358	282	226	256	264	183	135	104	79	76	57	1'348	32	1'157	
	Sep	9770	1'124	1'068	750	812	537	483	425	329	248	275	218	224	182	149	115	114	78	76	1'445	36	1'082	
	Okt	13748	1'417	1'216	1'475	1'072	900	766	647	455	431	334	267	255	222	160	159	116	121	114	1'984	48	1'589	
	Nov	15631	1'218	1'960	1'505	1'338	1'184	882	600	590	435	342	351	220	172	218	148	148	132	108	2'263	46	1'771	
	Dez	12100	1'298	1'232	1'232	1'184	879	622	561	383	294	279	184	143	150	122	138	111	112	112	1'849	34	1'181	

Tabelle VIII: Die Anzahl der Kohortenmitglieder und deren Abgangsmonat (Teil 2)

Jahr	Monat	Größe Kohorte	Erstabgänge je Verlaufsmonat t der Stellensuche																			zentriert	Grund Fehlt
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19+		
2002	Jan	15710	1'629	1'820	1'708	1'340	941	865	627	467	418	320	237	259	231	204	168	148	140	176	2379	58	1'575
	Feb	11'892	1'182	1'376	1'246	906	862	621	458	394	258	186	210	165	174	173	125	120	116	124	1'948	46	1'202
	März	11'275	1'200	1'296	1'088	954	703	548	479	321	247	223	172	188	194	155	138	145	92	148	1'817	41	1'126
	Apr	11'847	1'183	1'271	1'276	919	715	641	421	321	303	208	200	205	179	169	158	133	146	148	2'038	47	1'166
	Mai	11'000	1'042	1'236	1'034	825	756	536	371	340	263	257	213	189	183	162	149	138	133	135	1'965	50	1'023
	Jun	10'833	1'019	1'003	997	914	637	430	284	261	249	284	226	200	208	173	156	164	112	144	2'065	57	1'060
	Juli	12'895	1'059	1'329	1'319	871	610	644	516	445	372	334	257	284	263	282	229	160	136	201	2'343	72	1'169
	Aug	12'805	1'164	1'527	1'167	810	808	625	566	428	384	331	326	299	314	234	186	114	176	174	2'013	47	1'112
	Sep	14'632	1'448	1'412	1'199	1'207	907	709	607	510	426	431	331	351	319	201	172	195	185	217	2'538	79	1'188
	Okt	16'511	1'265	1'476	1'620	1'355	1'083	851	719	608	562	425	426	347	264	211	273	210	196	257	2'889	87	1'387
	Nov	16'692	1'130	1'778	1'576	1'439	1'136	933	717	680	481	482	402	291	236	271	208	226	207	224	2'770	66	1'439
	Dez	14'227	1'149	1'319	1'398	1'233	1'020	744	448	448	450	339	266	197	281	219	207	212	180	195	2'466	71	1'161
2003	Jan	17'569	1'396	1'898	1'689	1'477	1'126	964	676	562	512	368	298	388	277	316	261	253	246	262	3'059	100	1'421
	Feb	14'667	1'243	1'562	1'367	1'138	1'039	719	660	546	379	274	354	258	298	263	220	230	189	221	2'576	80	1'051
	März	14'524	1'137	1'501	1'332	1'205	862	806	657	414	338	418	384	349	261	298	238	224	182	240	2'600	96	982
	Apr	13'929	1'163	1'357	1'366	1'064	888	769	515	402	457	395	358	320	277	275	229	215	226	221	2'470	65	897
	Mai	13'314	1'092	1'391	1'085	1'074	935	620	482	490	408	369	355	302	277	251	257	211	200	193	2'421	93	788
	Jun	12'949	1'021	1'163	1'301	1'109	733	584	636	463	471	380	354	305	270	283	232	216	168	168	2'257	90	745
	Juli	15'755	1'118	1'662	1'622	1'245	882	984	741	687	552	463	407	428	447	352	263	227	137	206	2'419	109	804
	Aug	14'448	1'295	1'560	1'359	1'044	1'105	872	725	638	505	436	429	432	384	269	188	169	183	150	2'050	81	574
	Sep	15'950	1'488	1'570	1'402	1'464	1'067	1'010	786	630	556	536	511	456	338	248	183	205	176	201	2'506	99	538
	Okt	16'474	1'290	1'581	1'924	1'438	1'387	1'020	817	666	585	525	448	343	304	230	246	206	193	257	2'511	133	370
	Nov	15'579	1'065	1'941	1'756	1'667	1'262	988	768	594	534	452	395	285	241	265	208	176	172	200	2'289	114	207
	Dez	13'450	1'187	1'594	1'716	1'401	1'016	767	593	496	460	373	259	226	248	198	187	186	152	153	2'059	105	74
2004	Jan	15'710	1'431	2'149	1'919	1'496	1'178	894	716	587	480	366	269	344	258	245	218	208	167	218	2'327	164	56
	Feb	12'709	1'351	1'711	1'456	1'185	946	692	617	469	367	233	275	204	250	202	161	144	137	181	1'951	133	44
	März	13'362	1'379	1'693	1'590	1'216	958	785	630	440	308	368	256	276	283	207	198	178	165	191	2'035	159	47
	Apr	11'394	1'124	1'516	1'386	946	856	655	475	332	370	276	262	250	199	181	162	166	165	147	1'739	126	61
	Mai	10'262	1'055	1'279	1'030	967	718	547	372	366	285	297	245	210	210	193	182	163	142	134	1'694	123	50
	Jun	12'005	1'175	1'362	1'392	1'098	773	546	525	441	397	351	268	236	294	300	258	161	147	145	1'924	163	49
	Juli	12'957	1'203	1'604	1'525	1'173	757	766	555	479	483	363	341	364	444	299	206	160	128	172	1'767	128	40
	Aug	14'681	1'601	1'877	1'701	1'111	1'131	785	682	605	467	421	401	499	442	265	227	162	190	180	1'751	135	48
	Sep	13'675	1'397	1'678	1'319	1'239	940	844	716	530	455	453	411	371	272	254	178	197	143	171	1'863	173	71
	Okt	12'792	1'223	1'496	1'443	1'060	980	853	593	525	443	398	339	280	239	199	208	145	167	174	1'757	191	79
	Nov	14'338	1'192	1'726	1'534	1'443	1'343	856	711	591	484	434	374	285	209	239	194	171	167	229	1'908	200	48
	Dez	12'334	1'154	1'372	1'517	1'462	921	653	597	477	408	315	255	208	233	201	174	172	148	161	1'661	207	38

Tabelle IX: Die Anzahl der Kohortenmitglieder und deren Abgangsmonat (Teil 3)

Jahr	Monat	Grösse Kohorte	Erstabgänge je Verlaufsmonat / der Stellensuche																		zensiert	Grund fehlt	
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18			19+
2005	Jan	12'950	1'244	1'805	1'703	1'195	925	703	613	498	384	300	222	262	208	192	195	190	153	168	1'725	220	45
	Feb	10'827	1'130	1'489	1'200	1'043	790	573	515	376	319	227	244	213	225	167	195	153	120	155	1'454	176	63
	März	11'021	1'265	1'347	1'388	986	756	680	606	506	353	261	292	262	217	196	155	131	132	157	1'431	245	49
	Apr	11'367	1'230	1'646	1'387	980	845	571	489	353	394	279	258	252	232	199	152	168	140	133	1'352	258	49
	Mai	9'699	1'027	1'240	1'064	962	683	525	368	382	298	267	237	220	226	159	189	142	116	106	1'223	224	41
	Jun	10'857	1'070	1'298	1'271	959	738	537	510	421	362	311	287	230	224	325	236	141	136	126	1'319	304	52
	Juli	12'274	1'120	1'568	1'415	1'158	790	730	554	544	451	363	323	352	502	310	191	155	102	130	1'197	279	40
	Aug	13'991	1'510	1'890	1'712	1'186	994	779	676	528	521	436	392	496	350	270	228	136	155	159	1'212	306	55
	Sep	12'721	1'348	1'723	1'313	1'229	874	803	592	537	456	425	386	362	260	203	134	156	140	177	1'202	342	59
	Okt	11'440	1'191	1'447	1'358	979	891	722	583	505	403	361	331	223	216	139	148	128	163	142	1'058	396	56
	Nov	12'049	1'055	1'612	1'405	1'344	1'034	823	602	602	505	390	368	263	244	173	192	141	149	106	1'008	429	58
	Dez	10'632	1'129	1'394	1'483	1'158	914	621	457	420	314	253	194	135	202	167	173	125	119	102	773	455	44
2006	Jan	11'292	1'184	1'744	1'439	1'189	825	591	556	435	313	251	199	220	200	184	153	113	154	131	762	598	51
	Feb	9'273	1'157	1'336	1'243	892	618	534	428	312	274	153	207	176	187	134	141	122	121	90	526	583	39
	März	9'555	1'074	1'391	1'202	918	755	587	429	348	214	265	196	178	200	166	132	112	100	88	439	715	46
	Apr	7'838	993	1'203	924	713	599	439	330	241	240	240	166	196	149	137	142	97	92	80	253	697	49
	Mai	8'631	1'086	1'201	1'021	867	641	474	256	325	269	259	193	195	190	149	123	125	88	98	221	807	43
	Jun	8'386	901	1'121	1'031	843	549	401	378	294	282	231	213	194	199	260	163	107	91	76	97	914	41
	Juli	9'955	1'093	1'461	1'191	1'022	609	635	387	418	315	304	223	249	421	234	160	104	75	98	0	910	46
	Aug	11'787	1'490	1'836	1'509	941	851	628	614	438	392	392	313	431	276	214	150	104	100	0	0	1'067	41
	Sep	10'103	1'228	1'521	1'078	983	721	647	498	428	353	265	326	243	215	152	111	122	0	0	0	1'171	41
	Okt	9'866	1'171	1'242	1'299	966	831	605	497	410	324	285	243	199	165	115	135	0	0	0	0	1'344	35
	Nov	9'640	1'012	1'367	1'199	1'130	823	669	494	355	334	261	193	205	110	146	0	0	0	0	0	1'342	0
	Dez	8'592	1'020	1'229	1'342	951	755	483	373	305	287	202	121	89	126	0	0	0	0	0	0	1'309	0
2007	Jan	9'916	1'241	1'763	1'285	1'007	782	544	431	395	268	197	111	181	0	0	0	0	0	0	0	1'711	0
	Feb	7'708	1'145	1'117	1'033	774	548	452	345	274	192	124	162	0	0	0	0	0	0	0	0	1'542	0
	März	7'759	956	1'320	1'129	694	534	440	365	253	161	198	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1'709	0
	Apr	6'867	1'047	1'176	827	677	510	355	292	192	195	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1'596	0
	Mai	6'853	1'028	1'016	879	697	472	361	228	268	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1'904	0
	Jun	7'052	890	1'097	938	726	459	286	301	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2'355	0
	Juli	8'764	1'109	1'365	1'124	758	478	511	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3'419	0
	Aug	9'474	1'394	1'573	1'267	738	695	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3'807	0
	Sep	8'226	1'146	1'273	843	869	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4'095	0
	Okt	8'872	1'122	1'134	1'313	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5'303	0
	Nov	8'480	862	1'321	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6'297	0
	Dez	6'848	863	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5'985	0
2008	Jan	8'878	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8'878	0
Total		1'286'055	134'955	157'402	138'233	109'643	84'669	66'170	52'332	42'923	35'798	30'297	26'153	24'261	21'931	18'532	15'670	13'479	11'933	12'413	139'637	68'130	81'494

VI Abbildungen zur Datenaufbereitung

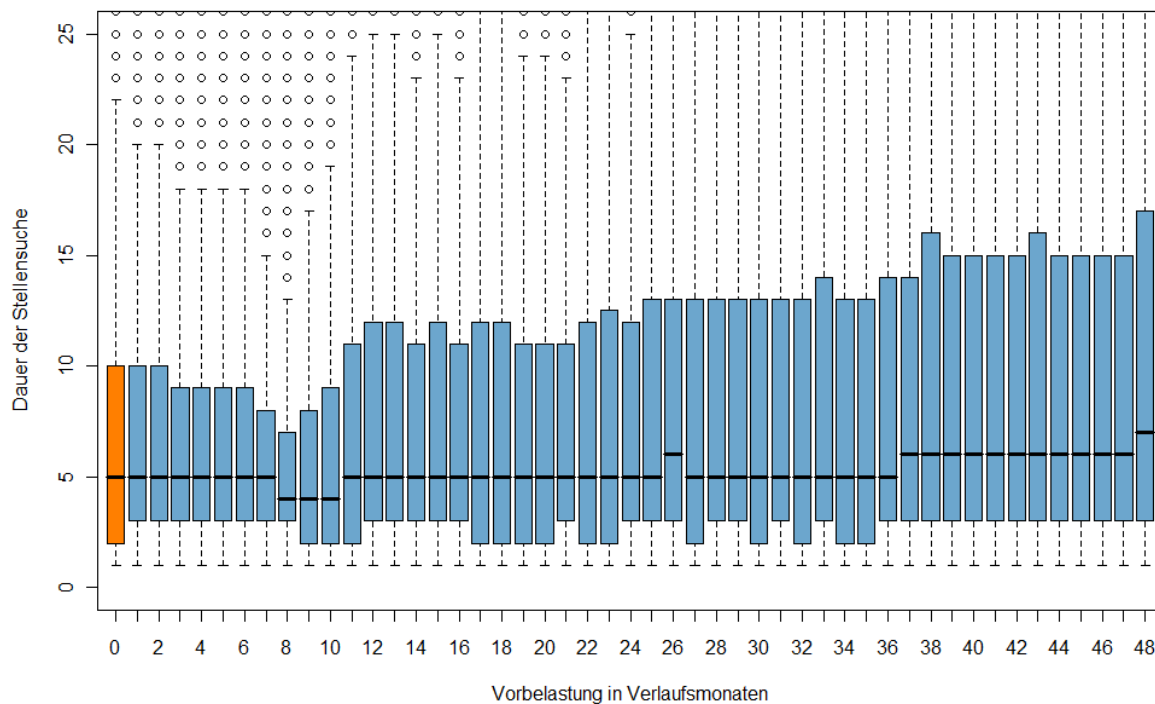


Abbildung III: Boxplots der Dauer der Stellensuche nach der Anzahl Verlaufsmonate der Vorbelastung

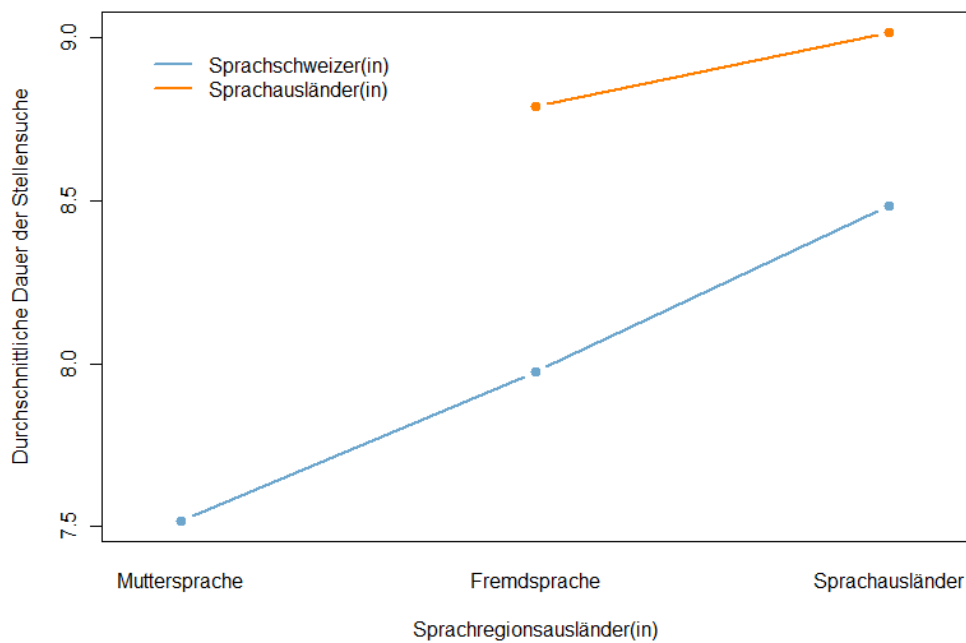


Abbildung IV: Mittelwerte der Dauer der Stellensuche nach Sprachkenntnissen

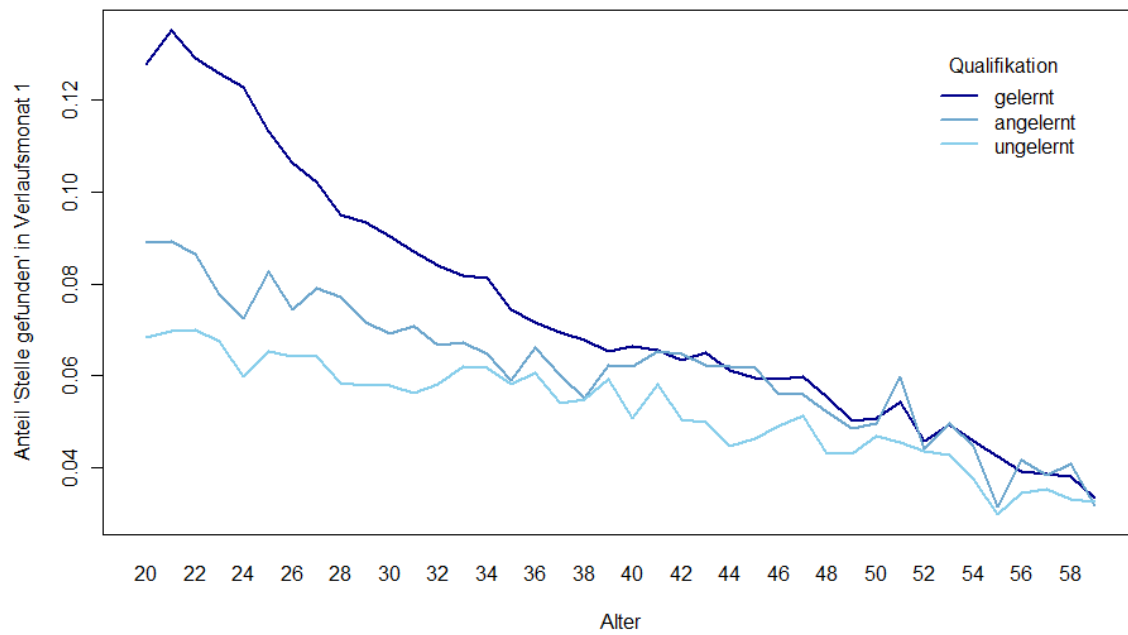


Abbildung V: Interaktion zwischen den Variablen Alter und Qualifikation

VII RDD1-Parameterschätzungen

Tabelle X: RDD1- Parameterschätzungen

Alters- stufe	Variable	Verlaufsmonat t der Stellensuche								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
20 - 29 Jahre	Konstante	-2.20 *** (0.01)	-1.78 *** (0.01)	-1.73 *** (0.01)	-1.78 *** (0.02)	-1.89 *** (0.02)	-1.98 *** (0.02)	-2.09 *** (0.02)	-2.21 *** (0.03)	-2.25 *** (0.03)
	Alter in t	-0.04 *** (0.00)	-0.03 *** (0.00)	-0.02 *** (0.00)	-0.02 *** (0.00)	-0.02 *** (0.01)	-0.02 *** (0.01)	-0.03 *** (0.01)	-0.04 *** (0.01)	-0.04 *** (0.01)
	Altersstufe in t	-0.04 (0.02)	-0.06 ** (0.02)	-0.07 ** (0.02)	-0.05 (0.03)	-0.06 (0.03)	-0.07 * (0.03)	-0.06 (0.04)	0.00 (0.04)	-0.04 (0.05)
30 - 39 Jahre	Konstante	-2.56 *** (0.02)	-2.11 *** (0.02)	-2.05 *** (0.02)	-2.10 *** (0.02)	-2.17 *** (0.02)	-2.28 *** (0.02)	-2.41 *** (0.03)	-2.48 *** (0.03)	-2.52 *** (0.03)
	Alter in t	-0.03 *** (0.00)	-0.03 *** (0.00)	-0.03 *** (0.00)	-0.03 *** (0.01)	-0.03 *** (0.01)	-0.02 ** (0.01)	-0.03 *** (0.01)	-0.02 * (0.01)	-0.02 * (0.01)
	Altersstufe in t	0.01 (0.03)	-0.03 (0.02)	0.01 (0.03)	0.00 (0.03)	0.01 (0.03)	0.03 (0.04)	0.06 (0.04)	0.03 (0.05)	0.00 (0.05)
40 - 49 Jahre	Konstante	-2.81 *** (0.02)	-2.38 *** (0.02)	-2.27 *** (0.02)	-2.30 *** (0.02)	-2.33 *** (0.02)	-2.42 *** (0.03)	-2.55 *** (0.03)	-2.59 *** (0.03)	-2.66 *** (0.03)
	Alter in t	-0.03 *** (0.01)	-0.02 *** (0.01)	-0.02 *** (0.01)	-0.02 ** (0.01)	-0.01 * (0.01)	-0.02 ** (0.01)	-0.02 ** (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
	Altersstufe in t	0.01 (0.04)	0.00 (0.03)	0.01 (0.03)	-0.01 (0.04)	-0.02 (0.04)	-0.03 (0.04)	0.01 (0.05)	-0.05 (0.05)	-0.07 (0.06)
50 - 59 Jahre	Konstante	-3.06 *** (0.03)	-2.75 *** (0.03)	-2.63 *** (0.03)	-2.61 *** (0.03)	-2.71 *** (0.03)	-2.70 *** (0.04)	-2.84 *** (0.04)	-2.84 *** (0.04)	-2.99 *** (0.05)
	Alter in t	-0.03 *** (0.01)	-0.05 *** (0.01)	-0.05 *** (0.01)	-0.05 *** (0.01)	-0.05 *** (0.01)	-0.03 ** (0.01)	-0.05 *** (0.01)	-0.03 * (0.01)	-0.04 *** (0.01)
	Altersstufe in t	-0.07 (0.05)	0.04 (0.05)	0.06 (0.05)	0.00 (0.05)	0.01 (0.05)	-0.10 (0.06)	-0.01 (0.06)	-0.11 (0.07)	-0.04 (0.07)
Alters- stufe	Variable	Verlaufsmonat t der Stellensuche								
		10	11	12	13	14	15	16	17	18
20 - 29 Jahre	Konstante	-2.33 *** (0.03)	-2.41 *** (0.04)	-2.35 *** (0.04)	-2.49 *** (0.04)	-2.50 *** (0.05)	-2.57 *** (0.05)	-2.57 *** (0.06)	-2.62 *** (0.06)	-2.54 *** (0.06)
	Alter in t	-0.04 *** (0.01)	-0.06 *** (0.01)	-0.03 * (0.01)	-0.06 *** (0.01)	-0.05 *** (0.01)	-0.05 ** (0.01)	-0.02 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.03 (0.02)
	Altersstufe in t	-0.05 (0.05)	0.05 (0.06)	-0.09 (0.06)	0.08 (0.07)	0.01 (0.08)	0.01 (0.08)	-0.04 (0.09)	-0.02 (0.10)	-0.06 (0.10)
30 - 39 Jahre	Konstante	-2.51 *** (0.03)	-2.61 *** (0.04)	-2.74 *** (0.04)	-2.85 *** (0.04)	-2.84 *** (0.05)	-2.82 *** (0.05)	-2.84 *** (0.05)	-2.87 *** (0.05)	-2.86 *** (0.05)
	Alter in t	0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.03 * (0.01)	-0.04 *** (0.01)	-0.03 ** (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.03 (0.02)
	Altersstufe in t	-0.16 ** (0.05)	-0.06 (0.06)	0.05 (0.06)	0.18 ** (0.07)	0.08 (0.07)	0.00 (0.08)	0.08 (0.08)	0.03 (0.08)	0.09 (0.09)
40 - 49 Jahre	Konstante	-2.78 *** (0.04)	-2.82 *** (0.04)	-2.82 *** (0.04)	-2.97 *** (0.05)	-2.93 *** (0.05)	-2.85 *** (0.05)	-3.03 *** (0.05)	-3.04 *** (0.06)	-2.93 *** (0.06)
	Alter in t	-0.03 ** (0.01)	0.00 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.04 ** (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.02 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.01 (0.02)
	Altersstufe in t	0.05 (0.06)	-0.01 (0.06)	-0.02 (0.07)	0.15 * (0.07)	0.01 (0.08)	-0.15 (0.08)	0.00 (0.09)	0.02 (0.09)	-0.07 (0.09)
50 - 59 Jahre	Konstante	-3.01 *** (0.05)	-3.25 *** (0.05)	-3.21 *** (0.06)	-3.24 *** (0.06)	-3.31 *** (0.06)	-3.31 *** (0.07)	-3.38 *** (0.07)	-3.46 *** (0.07)	-3.34 *** (0.07)
	Alter in t	-0.03 * (0.01)	-0.06 *** (0.01)	-0.06 *** (0.02)	-0.05 ** (0.02)	-0.07 *** (0.02)	-0.05 ** (0.02)	-0.04 * (0.02)	-0.09 *** (0.02)	-0.04 (0.02)
	Altersstufe in t	-0.11 (0.08)	0.09 (0.09)	-0.04 (0.09)	-0.02 (0.09)	0.01 (0.10)	0.02 (0.10)	-0.02 (0.11)	0.09 (0.11)	-0.17 (0.12)

VIII RDD2-Parameterschätzungen

Tabelle XI: RDD2-Parameterschätzungen für die 20 bis 29-jährigen

Table with columns: Variable, Verlaufsmonat t der Stellensuche (1-18), and numerical values. Includes categories like Konstante, ausgebildet = gesuchter Beruf, and various demographic and professional factors. Legend at bottom: Signifikanzniveaus (shading) and Vollständige Separation (black box).

IX RDD3-Parameterschätzungen

Tabelle XV: RDD3-Parameterschätzungen für die 20 bis 29-jährigen,

Teil 1: nicht mit der Altersstufe interagierte Terme

Table with columns for Variable and Verlaufmonat t der Stellensuche (1-18). Rows include categories like Konstante, ausgebildet = gesuchter Beruf, Nationalität, Wirtschaftszweig, etc. Values are numerical estimates with shading for significance levels.

Signifikanzniveaus: 5%-Niveau 1%-Niveau

Vollständige Separation:

Tabelle XVII: RDD3-Parameterschätzungen für die 30 bis 39-jährigen,

Teil 1: nicht mit der Altersstufe interagierte Terme

Table with columns for Variable and Verlaufsmoat t der Stellensuche (1-18). Rows include variables like Konstante, ausgebütert = gesuchter Beruf, and others, with numerical values for each variable across the 18 months.

Signifikanzniveau: 5%-Niveau 1%-Niveau

Vollständige Separation:

X Anzahl Beobachtungen in den RDD-Regressionen

Tabelle XXIII: Die Anzahl Beobachtungen in den Regressionen über alle Branchen

Verlaufsmonat <i>t</i> der Stellensuche	Regressionen ohne Kontrollvariablen				Regressionen mit Kontrollvariablen			
	Schwelle 1	Schwelle 2	Schwelle 3	Schwelle 4	Schwelle 1	Schwelle 2	Schwelle 3	Schwelle 4
1	393'484	313'747	234'902	147'246	378'440	302'276	225'417	140'930
2	335'574	278'364	212'616	135'294	322'670	268'099	204'030	129'506
3	268'553	236'019	185'766	121'607	258'000	227'183	178'198	116'312
4	213'986	197'896	160'451	108'048	205'490	190'440	153'893	103'339
5	173'205	167'454	139'596	96'410	166'357	161'104	133'860	92'187
6	142'061	143'468	122'426	87'073	136'395	137'984	117'427	83'268
7	117'910	124'646	108'730	78'982	113'259	120'004	104'304	75'542
8	99'300	109'717	97'655	72'194	95'423	105'643	93'679	69'071
9	84'674	97'480	88'397	66'422	81'314	93'879	84'795	63'549
10	72'784	87'231	80'561	61'786	69'958	84'014	77'295	59'109
11	63'313	78'545	73'779	57'512	60'863	75'673	70'763	55'039
12	55'137	71'016	68'008	53'859	53'036	68'411	65'240	51'546
13	48'021	64'285	62'267	50'331	46'189	61'904	59'747	48'170
14	41'795	58'179	57'269	47'046	40'189	56'014	54'940	45'007
15	36'590	52'857	52'832	44'145	35'166	50'877	50'671	42'245
16	32'308	48'209	48'942	41'438	31'057	46'401	46'947	39'656
17	28'771	43'992	45'471	39'232	27'659	42'328	43'635	37'529
18	25'627	40'370	42'345	37'052	24'633	38'839	40'643	35'430

Tabelle XXIV: Die Anzahl Beobachtungen in den Regressionen für das Gastgewerbe

Verlaufsmonat <i>t</i> der Stellensuche	Regressionen ohne zusätzliche Kovariablen				Regressionen mit zusätzlichen Kovariablen			
	Schwelle 1	Schwelle 2	Schwelle 3	Schwelle 4	Schwelle 1	Schwelle 2	Schwelle 3	Schwelle 4
1	44'558	41'433	26'918	14'098	43'074	40'146	26'125	13'641
2	37'530	36'225	23'991	12'710	36'266	35'087	23'287	12'296
3	29'213	29'994	20'371	11'117	28'208	29'067	19'766	10'747
4	23'054	24'875	17'276	9'578	22'256	24'109	16'767	9'248
5	18'619	20'973	14'843	8'348	18'000	20'332	14'411	8'067
6	15'386	18'015	12'944	7'376	14'890	17'451	12'572	7'125
7	12'992	15'736	11'456	6'589	12'571	15'251	11'120	6'362
8	11'166	13'915	10'267	5'900	10'811	13'489	9'966	5'702
9	9'647	12'465	9'261	5'357	9'336	12'074	8'988	5'174
10	8'475	11'231	8'462	4'927	8'211	10'872	8'215	4'755
11	7'526	10'275	7'748	4'569	7'289	9'945	7'525	4'412
12	6'681	9'408	7'132	4'263	6'473	9'099	6'936	4'121
13	5'984	8'626	6'584	4'008	5'793	8'336	6'402	3'881
14	5'309	7'938	6'110	3'738	5'140	7'667	5'941	3'626
15	4'762	7'313	5'662	3'511	4'601	7'063	5'505	3'407
16	4'295	6'699	5'279	3'283	4'152	6'463	5'134	3'189
17	3'893	6'185	4'908	3'099	3'764	5'965	4'779	3'008
18	3'515	5'723	4'579	2'913	3'395	5'526	4'456	2'829

**Tabelle XXV: Die Anzahl Beobachtungen in den Regressionen für die Wirtschaftszweige
Immobilien, Vermietung, Informatik und F&E**

Verlaufsmonat <i>t</i> der Stellensuche	Regressionen ohne zusätzliche Kovariablen				Regressionen mit zusätzlichen Kovariablen			
	Schwelle 1	Schwelle 2	Schwelle 3	Schwelle 4	Schwelle 1	Schwelle 2	Schwelle 3	Schwelle 4
1	47'348	41'465	27'875	16'091	45'879	40'270	26'908	15'547
2	40'200	36'821	25'332	14'831	38'923	35'734	24'436	14'319
3	32'043	31'172	22'229	13'422	30'997	30'243	21'434	12'943
4	25'230	26'242	19'281	11'947	24'404	25'433	18'591	11'523
5	20'236	22'241	16'795	10'696	19'572	21'553	16'201	10'325
6	16'397	19'025	14'765	9'698	15'853	18'433	14'242	9'364
7	13'523	16'629	13'112	8'794	13'085	16'115	12'650	8'491
8	11'264	14'668	11'857	8'095	10'898	14'202	11'448	7'810
9	9'582	13'057	10'748	7'498	9'261	12'639	10'369	7'232
10	8'180	11'639	9'861	6'938	7'901	11'269	9'520	6'690
11	7'064	10'407	9'077	6'461	6'817	10'088	8'757	6'228
12	6'187	9'432	8'390	6'048	5'975	9'147	8'092	5'833
13	5'434	8'593	7'757	5'679	5'246	8'329	7'487	5'481
14	4'801	7'847	7'180	5'365	4'634	7'604	6'929	5'173
15	4'196	7'192	6'666	5'044	4'050	6'965	6'439	4'864
16	3'727	6'619	6'204	4'794	3'595	6'407	5'989	4'621
17	3'325	6'068	5'796	4'556	3'208	5'875	5'594	4'388
18	2'952	5'600	5'416	4'326	2'853	5'421	5'223	4'166

Tabelle XXVI: Die Anzahl Beobachtungen in den Regressionen für die Baubranche

Verlaufsmonat <i>t</i> der Stellensuche	Regressionen ohne zusätzliche Kovariablen				Regressionen mit zusätzlichen Kovariablen			
	Schwelle 1	Schwelle 2	Schwelle 3	Schwelle 4	Schwelle 1	Schwelle 2	Schwelle 3	Schwelle 4
1	26'817	19'156	16'731	10'990	25'872	18'538	16'165	10'629
2	22'380	16'473	14'715	9'949	21'591	15'953	14'217	9'624
3	17'539	13'460	12'378	8'692	16'912	13'018	11'956	8'402
4	13'513	10'679	10'228	7'500	13'020	10'319	9'872	7'252
5	10'343	8'547	8'424	6'452	9'974	8'263	8'126	6'236
6	8'023	6'820	7'026	5'719	7'729	6'603	6'781	5'526
7	6'369	5'692	6'111	5'130	6'128	5'528	5'896	4'959
8	5'189	4'892	5'418	4'611	4'988	4'753	5'229	4'454
9	4'318	4'297	4'835	4'174	4'148	4'184	4'658	4'029
10	3'650	3'781	4'294	3'840	3'509	3'687	4'143	3'707
11	3'124	3'337	3'901	3'548	3'006	3'251	3'767	3'425
12	2'678	3'012	3'615	3'327	2'581	2'936	3'496	3'208
13	2'324	2'739	3'282	3'098	2'239	2'665	3'174	2'989
14	2'024	2'493	2'998	2'881	1'947	2'427	2'899	2'776
15	1'812	2'240	2'757	2'698	1'743	2'177	2'661	2'602
16	1'592	2'068	2'533	2'494	1'534	2'006	2'444	2'407
17	1'423	1'893	2'350	2'376	1'372	1'838	2'267	2'293
18	1'253	1'726	2'177	2'240	1'207	1'674	2'101	2'161

XI RDD1-Beschäftigungseffekte mit höheren Potenzen des Alters

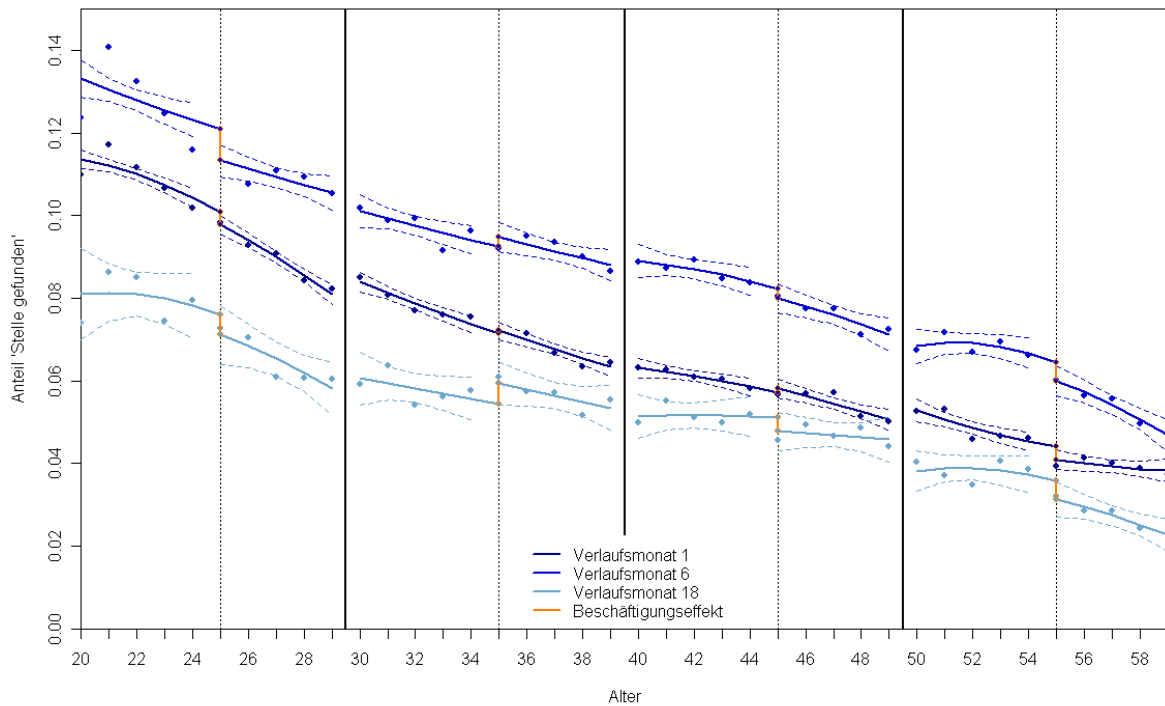


Abbildung VI: RDD1-Beschäftigungseffekte mit quadratischem Altersterm, empirische und geschätzte Beschäftigungschancen für die Verlaufsmonate 1, 6 und 18

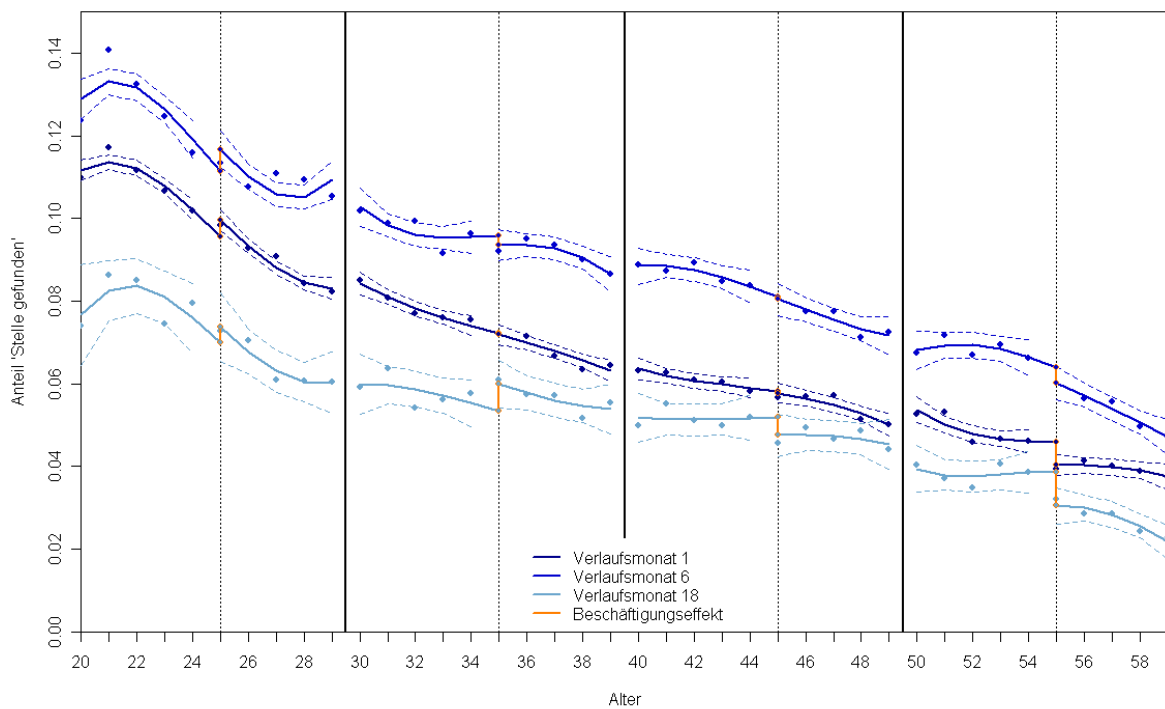


Abbildung VII: RDD1-Beschäftigungseffekte mit quadratischem und kubischem Altersterm, empirische und geschätzte Beschäftigungschancen für die Verlaufsmonate 1, 6 und 18

XII Nach Branche unterschiedene RDD1-Beschäftigungseffekte

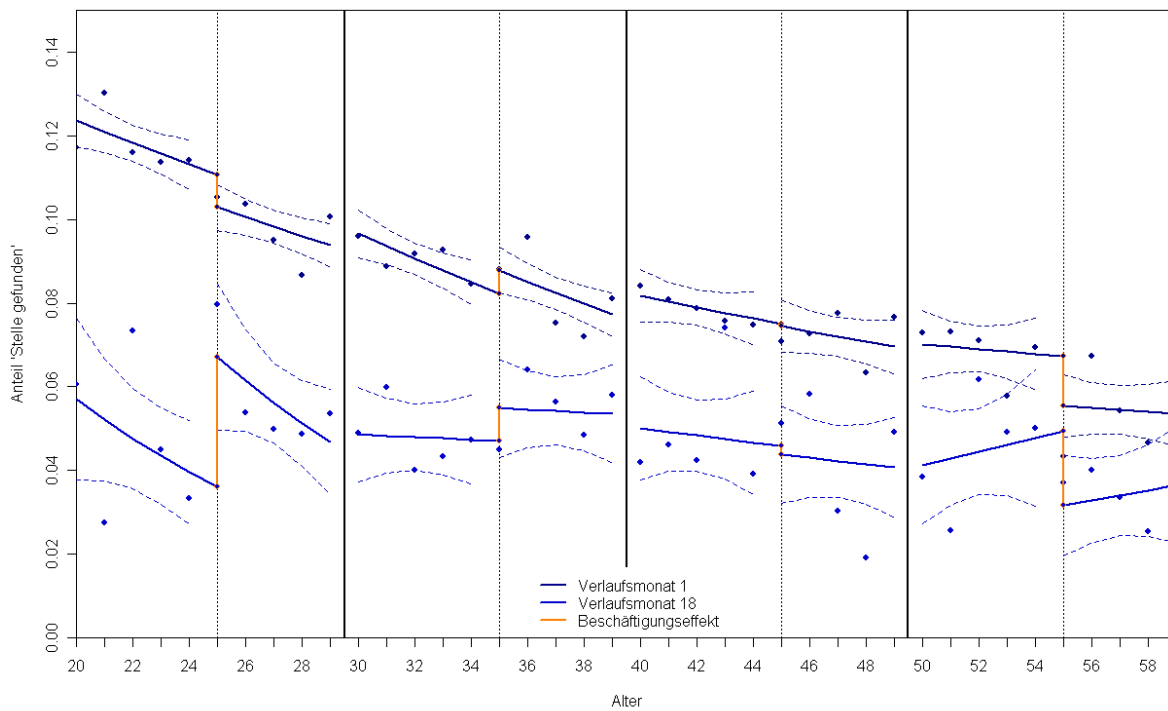


Abbildung VIII: RDD1-Beschäftigungseffekte, empirische und geschätzte Beschäftigungschancen für die Verlaufsmonate 1 und 18 im Gastgewerbe

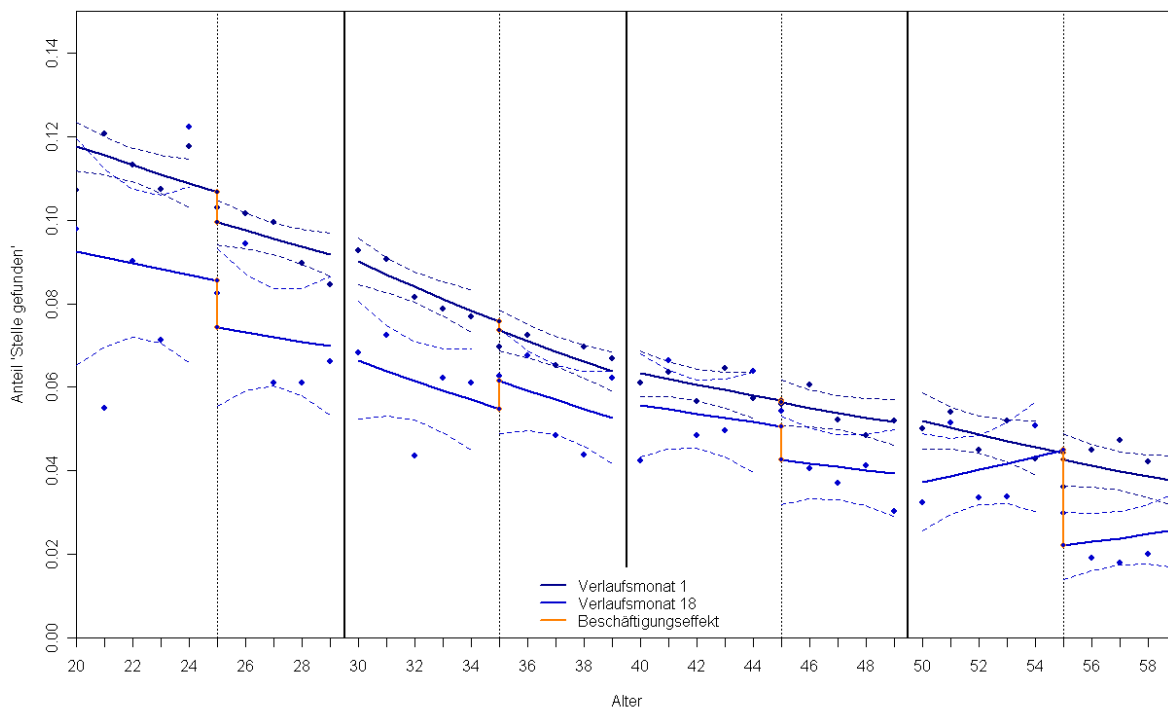


Abbildung IX: RDD1-Beschäftigungseffekte, empirische und geschätzte Beschäftigungschancen für die Verlaufsmonate 1 und 18 in den Wirtschaftszweigen Immobilien, Vermietung, Informatik und F&E

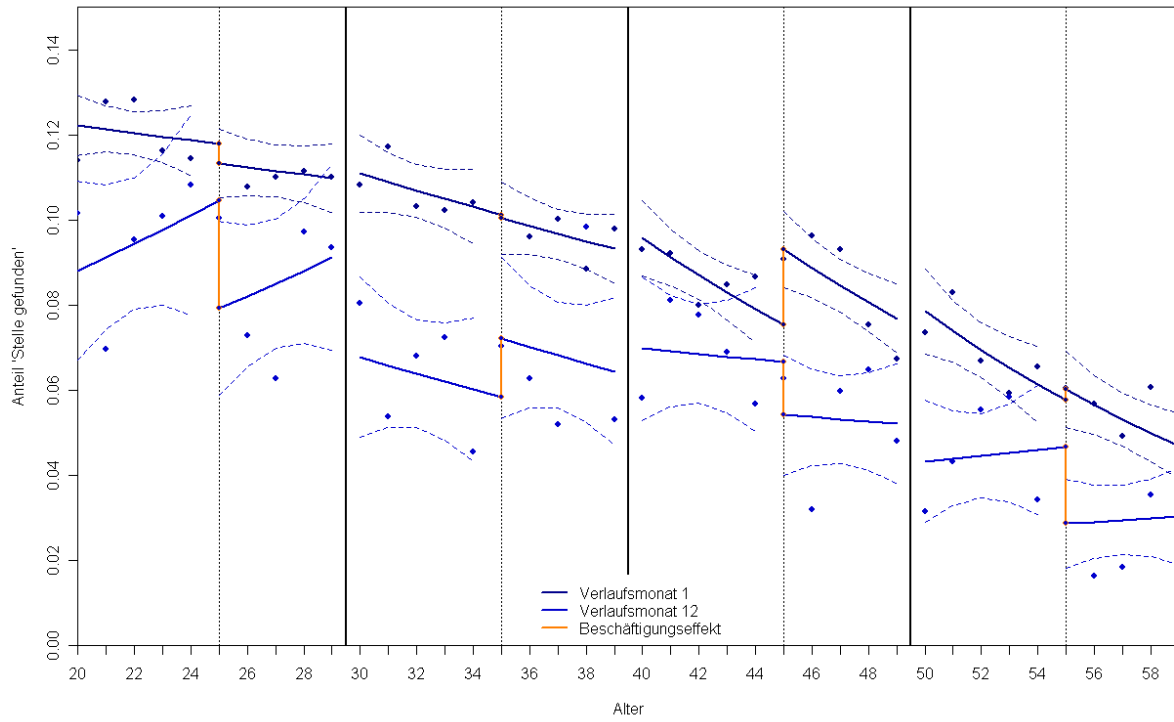


Abbildung X: RDD1-Beschäftigungseffekte, empirische und geschätzte Beschäftigungschancen für die Verlaufsmonate 1 und 12 in der Baubranche

XIII *mbP1*-RegressionsergebnisseTabelle XXVII: Koeffizientenschätzungen und Beschäftigungseffekte aus der *mbP1*-Spezifikation (1/2)

Verlaufs- monat t	Altersabschnitt		Variable		Alterssch- welle \bar{a}_{jt}	Besch.- effekt
	von	bis	Konstante	Alter in t		
1	20	21	-3.90 ***	0.09 ***	22	-2.0%
	22	23	-0.52	-0.07 *	24	0.2%
	24	25	-1.63	-0.02	26	-0.3%
	26	27	-2.39 *	0.01	28	-0.7%
	28	29	-2.04	-0.01	30	0.1%
	30	32	-1.34 *	-0.03	33	0.2%
	33	34	-0.79	-0.05	35	0.1%
	35	36	-1.51	-0.03	37	-0.3%
	37	39	-2.27 **	-0.01	40	-0.1%
	40	41	-3.34	0.02	42	-0.5%
	42	43	-3.76	0.03	44	-0.8%
	44	45	-2.66	0.00	46	-0.1%
	46	47	-4.32	0.03	48	-1.2%
	48	51	-3.92 ***	0.02	52	-0.7%
	52	53	-3.70	0.01	54	-0.8%
54	58	-1.37	-0.03	59	0.0%	
59	64	6.68 ***	-0.17 ***			
2	20	21	-3.53 ***	0.09 ***	22	-1.9%
	22	42	-1.04 ***	-0.03 ***	43	0.3%
	43	57	-0.60 ***	-0.04 ***	58	-0.2%
	58	59	8.12	-0.19 *	60	1.2%
	60	64	12.57 ***	-0.26 ***		
3	20	21	-5.23 ***	0.17 ***	22	-2.6%
	22	25	-0.20	-0.06 ***	26	1.2%
	26	48	-1.11 ***	-0.02 ***	49	-0.9%
	49	50	-6.62 *	0.09	51	-1.5%
	51	52	-2.59	0.00	53	-0.8%
	53	54	-0.13	-0.05	55	-0.1%
	55	56	1.36	-0.07	57	1.2%
57	64	6.49 ***	-0.16 ***			
4	20	21	-5.68 ***	0.19 ***	22	-3.1%
	22	43	-1.04 ***	-0.03 ***	44	0.5%
	44	57	-0.48 **	-0.04 ***	58	-0.1%
	58	62	5.79 ***	-0.15 ***	63	-0.9%
	63	64	-0.21	-0.06		
5	20	21	-5.27 ***	0.17 ***	22	-2.5%
	22	44	-1.21 ***	-0.02 ***	45	-0.2%
	45	54	-0.62 *	-0.04 ***	55	0.0%
	55	61	2.38 **	-0.09 ***	62	-0.7%
	62	64	9.08	-0.20 **		
6	20	21	-7.29 ***	0.26 ***	22	-4.5%
	22	44	-1.37 ***	-0.02 ***	45	-0.7%
	45	52	-1.12 **	-0.03 ***	53	0.8%
	53	56	3.03 *	-0.11 ***	57	1.1%
	57	64	8.49 ***	-0.20 ***		

Signifikanzniveau: *** = 0.1%-Niveau, ** 1%-Niveau, * 5%-Niveau

Tabelle XXVIII: Koeffizientenschätzungen und Beschäftigungseffekte aus der *mbP1*-Spezifikation (2/2)

Verlaufs- monat t	Altersabschnitt		Variable		Alterssch- welle \bar{a}_{jt}	Besch.- effekt
	von	bis	Konstante	Alter in t		
7	20	21	-6.35 ***	0.21 ***	22	-3.1%
	22	25	-0.03	-0.08 ***	26	1.9%
	26	34	-1.09 ***	-0.04 ***	35	0.9%
	35	57	-1.10 ***	-0.03 ***	58	-0.2%
	58	64	8.38 ***	-0.20 ***		
8	20	56	-1.49 ***	-0.02 ***	57	-1.0%
	57	61	2.03	-0.09 **	62	-0.4%
	62	64	26.87 ***	-0.49 ***		
9	20	56	-1.48 ***	-0.03 ***	57	-0.5%
	57	62	5.00 ***	-0.14 ***	63	-0.5%
	63	64	8.64	-0.20		
10	20	57	-1.61 ***	-0.03 ***	58	-0.9%
	58	62	5.89 **	-0.16 ***	63	-0.4%
	63	64	41.70 *	-0.73 **		
11	20	57	-1.45 ***	-0.03 ***	58	-0.2%
	58	59	21.31 *	-0.42 **	60	1.5%
	60	64	23.07 ***	-0.44 ***		
12	20	56	-1.56 ***	-0.03 ***	57	-0.5%
	57	61	6.84 **	-0.18 ***	62	0.1%
	62	64	31.76 ***	-0.58 ***		
13	20	34	-1.43 ***	-0.04 ***	35	0.9%
	35	43	-1.59 ***	-0.03 **	44	-1.4%
	44	45	-9.22	0.14	46	0.0%
	46	59	-0.58	-0.05 ***	60	-0.4%
	60	61	3.22	-0.11	62	-0.5%
	62	64	31.81 ***	-0.58 ***		
14	20	49	-1.71 ***	-0.03 ***	50	0.6%
	50	57	0.81	-0.08 ***	58	0.3%
	58	64	12.30 ***	-0.27 ***		
15	20	52	-1.82 ***	-0.02 ***	53	-0.9%
	53	57	-3.70	0.01	58	0.1%
	58	64	12.53 ***	-0.27 ***		
16	20	42	-1.95 ***	-0.02 ***	43	-0.7%
	43	58	-1.38 ***	-0.04 ***	59	0.1%
	59	60	29.63 *	-0.56 **	61	1.3%
	61	64	28.62 ***	-0.53 ***		
17	20	57	-1.78 ***	-0.03 ***	58	-0.4%
	58	64	10.68 ***	-0.24 ***		
18	20	47	-1.84 ***	-0.02 ***	48	0.6%
	48	52	3.45	-0.13 ***	53	1.3%
	53	60	2.74 *	-0.11 ***	61	0.2%
	61	64	19.69 ***	-0.39 ***		

Signifikanzniveaus: *** = 0.1%-Niveau, ** 1%-Niveau, * 5%-Niveau

XV Vergleich der Lage der Strukturbrüche in den mbP-Schätzungen

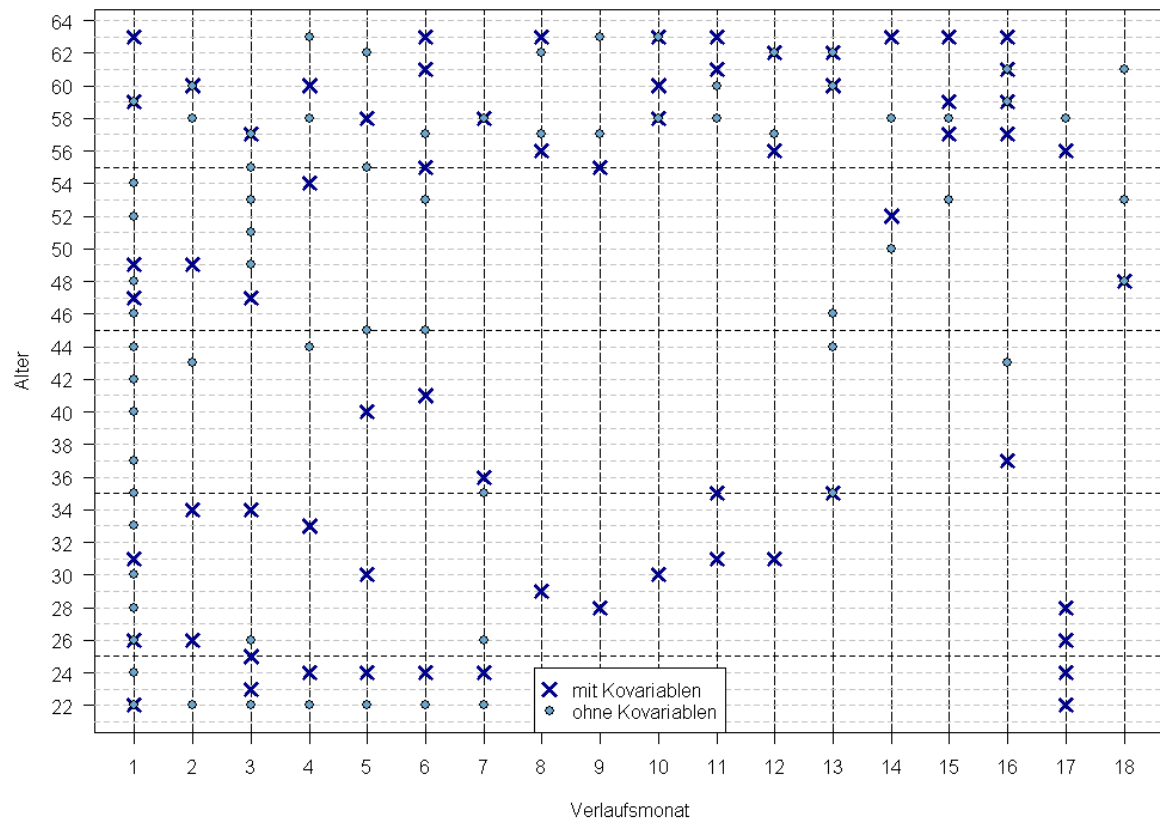


Abbildung XI: Die Lage der Strukturbrüche aus den Schätzungen mit und ohne Kontrollvariablen