

TECHNISCHE UNIVERSITÄT MÜNCHEN

Lehrstuhl „Economics of Aging“

**From Bismarck to Riester -
An Empirical and Institutional Analysis of the German
Pension System**

Sebastian Constantin Kluth

Vollständiger Abdruck der von der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften der Technischen
Universität München zur Erlangung des akademischen Grades eines
Doktors der Wirtschaftswissenschaften (Dr. rer. pol.)
genehmigten Dissertation.

Vorsitzender:

Univ.-Prof. Dr. Klaus Salhofer

Prüfer der Dissertation:

1. Univ.-Prof. Axel Börsch-Supan, Ph.D

2. Univ.-Prof. Dr. Volker Meier, Ludwig-Maximilians-Universität München

Die Dissertation wurde am 20.02.2014 bei der Technischen Universität München eingereicht
und durch die promotionsführende Einrichtung der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften
am 15.07.2014 angenommen.

To my family and Laura

Acknowledgements

I would like to say a few words to express my gratitude for the support of those who accompanied me along my way. Without them, this dissertation would not have been possible.

First, I want to thank Prof. Axel Börsch-Supan, Ph.D for giving me the chance to work in such a stimulating research environment like the MEA in Mannheim and Munich. I am thankful for his support and comments on my work, especially during our seminars, and for the opportunity to always work on the most current policy issues related to the German pension system. Furthermore, I am grateful to Prof. Dr. Volker Meier who agreed to be the second examiner of this dissertation and to Prof. Dr. Klaus Salhofer for being the chairperson of my dissertation committee.

During the last three years, many people at MEA have contributed to the success of this work. I am in particular grateful to Dr. Tabea Bucher-Koenen for her kind support from the very beginning, especially for her help in all Stata and econometrics related questions and for her teamwork which lead to the sixth chapter of this work. Further, I would like to thank Dr. Martin Gasche not only for our joint work in the chapters two and three, but for all the numerous discussions concerning the German pension system we had in our weekly departmental meetings and beyond that over the last three years. Moreover, I am thankful to Dr. Michela Coppola for always having an open door when I was struggling with the SAVE data and for her helpful comments on my papers. I also want to thank all my research assistants for their excellent support over my time here at MEA. Furthermore, I thank the numerous people who I met via conferences or directly at MEA for their helpful suggestions and ideas. Last but not least, I am glad I was working with Marlene und Bettina without whom working at MEA would not have been as much fun.

However, above all, I want to thank my family and Laura. Without their love and support, not only over the last three years but throughout my whole life, I would not have been able to get to point where I am now, let alone finish my dissertation. This work is dedicated to them.

Content

Acknowledgements	iii
List of figures	vii
List of tables	ix
1. General Introduction	1
1.1 Framework.....	1
1.2 Replacement Rates in the Statutory Pension System	4
1.3 Pension Benefits Adjustment in Germany – What can be considered the Best Pension Adjustment Formula?	5
1.4 Should I Stay or Should I Go? The Role of Actuarial Reduction Rates in Individual Retirement Planning in Germany.	5
1.5 Take a Chance on Me – Can the Swedish Premium Pension Serve as a Role Model for Germany’s Riester Scheme?	6
1.6 Subjective Life Expectancy and Private Pensions.....	7
2. Ersatzraten in der Gesetzlichen Rentenversicherung	8
2.1 Einleitung.....	8
2.2 Datengrundlage und Berechnung der Ersatzraten	10
2.2.1 Daten	10
2.2.2 Berechnung der Ersatzraten	11
2.2.2.1 „Klassische“ Bruttoersatzraten.....	11
2.2.2.2 Lebenszyklusersatzraten.....	14
2.2.2.3 Individuelles Rentenniveau.....	19
2.2.2.4 Nettoersatzraten.....	19
2.2.2.5 Die Ersatzrate des Standardrentners.....	21
2.3 Ergebnisse	22
2.3.1 Bruttoersatzraten	22
2.3.2 Lebenszyklusersatzraten	23
2.3.3 Das Individuelle Rentenniveau.....	31

2.4	Ersatzraten und erwerbshistorische Charakteristika	32
2.5	Fazit	38
2.6	Appendix	42
3.	Dynamisierung der Rente: Was ist die beste Rentenanpassungsformel?	51
3.1	Einleitung.....	51
3.2	Ausgestaltung und Geschichte der Rentendynamisierung.....	52
3.3	Rentenanpassungsformeln – Theorie und Beurteilungskriterien	55
3.3.1	Beurteilungskriterien	55
3.3.2	Die Rentenanpassungsformel in einer umlagefinanzierten Rentenversicherung.....	58
3.4	Rentenanpassungsformeln im Simulationsvergleich	64
3.4.1	Das Simulationsmodell und Annahmen.....	64
3.4.2	Simulierte Rentenanpassungsformeln.....	67
3.4.3	Beurteilung der Rentenanpassungsformeln	70
3.5	Fazit: Warum in die Ferne schweifen...?	88
4.	Should I Stay or Should I Go? The Role of Actuarial Reduction Rates in Individual Retirement Planning in Germany	89
4.1	Introduction.....	89
4.2	Literature and Hypotheses.....	90
4.2.1	Literature	91
4.2.2	Hypotheses.....	93
4.3	Legal Background.....	96
4.4	Empirical Evidence	99
4.4.1	Administrative Data.....	99
4.4.2	Household Survey.....	106
4.4.2.1	Descriptive Results.....	109
4.4.2.2	Econometric Results	112
4.5	Conclusion and Discussion.....	115
4.6	Appendix	117

5. Take a Chance on Me – Can the Swedish Premium Pension Serve as a Role Model for Germany’s Riester Scheme?	123
5.1 Introduction.....	123
5.2 The Reform of the Statutory Pension System in Sweden.....	124
5.2.1 The Old System and the Reform Process	124
5.2.2 The Realignment of the Pay-As-You-Go Component.....	125
5.2.3 The Introduction of a Mandatory Funded Scheme	126
5.3 The Differences between the Swedish Premium Pension and the Riester Pension	129
5.4 A Meaningful Cost Comparison	136
5.5 The Transferability to Germany.....	141
5.5.1 A System Change: The “German Premium Pension”	142
5.5.2 A Partial Adoption: The Swedish-Riester	143
5.6 Conclusion.....	147
5.7 Appendix	148
6. Subjective Life Expectancy and Private Pensions	153
6.1 Introduction.....	153
6.2 Institutional Context	156
6.3 Literature and Hypothesis	158
6.4 The Data.....	160
6.4.1 Private Pensions.....	163
6.4.2 Subjective Life Expectancy	163
6.5 Subjective Life Expectancy and Pension Choice	168
6.6 Life Tables and Loading Charges	174
6.6.1 Life Tables	175
6.6.2 Loading Charges	176
6.7 Robustness Checks.....	179
6.8 Conclusion.....	182
Bibliography.....	184

List of figures

Figure 2.1: Brutto- und Nettoersatzraten der Zugangsrentner 2010.....	23
Figure 2.2: Die Lebenszyklusersatzraten der Zugangsrentner 2010	24
Figure 2.3: Verteilung der unterschiedlichen Ersatzraten.....	25
Figure 2.4: Die Lebenszyklusersatzraten für Mütter und kinderlose Frauen.....	27
Figure 2.5: Die Lebenszyklusersatzraten für Regelaltersrentner nach Wartezeit	28
Figure 2.6: Die Lebenszyklusersatzraten nach Wartezeit und Rentenabschlägen	29
Figure 2.7: Lebenszyklusersatzraten nach Rentenart.....	30
Figure 2.8: Lebenszyklusersatzrate nach Einkommensklassen	31
Figure 2.9: Das individuelle Rentenniveau.....	32
Figure 2.10: Einkommens- bzw. Entgeltpunktbiografien der Beispieltypen	43
Figure 2.11: Anteil der Versicherten ohne beitragsbezogene Entgeltpunkte nach Alter	46
Figure 2.12: Altersspezifische Entgeltpunktprofile	48
Figure 3.1: Beschäftigte und Rentner sowie der Rentnerquotient bis 2060.....	67
Figure 3.2: Bruttorentenniveau bei unterschiedlichen Rentenanpassungsformeln	73
Figure 3.3: Beitragssatz bei unterschiedlichen Rentenanpassungsformeln	73
Figure 3.4: Beitragssatz bei unterschiedlichen Rentenanpassungsformeln mit Rentenniveausicherungsziel 40%	75
Figure 3.5: Abweichung des Beitragssatzes bei einem negativen Lohnsummenschock von der Referenzsituation ohne Schock	77
Figure 3.6: Abweichung des Bruttorentenniveaus bei einem negativen Lohnsummenschock von der Referenzsituation ohne Schock.....	78
Figure 3.7: Impliziter Steuersatz für unterschiedliche Rentenanpassungsformeln für Männer in Westdeutschland.....	83
Figure 3.8: Kohortenspezifische implizite Renditen für unterschiedliche Rentenanpassungsformeln	87

Figure 4.1: Distribution of earnings points.....	100
Figure 4.2: Share of People retiring early according to earnings points.	101
Figure 4.3: Deduction years and earnings points for people who retire before their statutory retirement age.....	103
Figure 4.4: Deduction years and earnings points for the whole sample.	104
Figure 4.5: Deduction years and earnings points for workers with a waiting period of at least 35 years.....	105
Figure 4.6: Distribution of the stated reduction rate.	111
Figure 6.1: Distribution of Subjective Life Expectancy - Women and Men	165
Figure 6.2: Statistical Cohort Life Expectancy - Women and Men	176

List of tables

Table 2.1: Kontrollvariablen der drei OLS Modelle.....	34
Table 2.2: OLS Schätzungen für die alten Bundesländer	36
Table 2.3: OLS Schätzungen für die neuen Bundesländer	38
Table 2.4: Beispieltypen	42
Table 2.5: Ersatzraten für die Beispieltypen	43
Table 2.6: Durchschnittliche beitragspflichtige Erwerbsdauer nach Gruppen.....	48
Table 4.1: Dependent and independent variables used in the reduction rate analyses.	108
Table 4.2: Willingness to retire one year early and accept a reduction	109
Table 4.3: Expected retirement age according to individuals' actuarial reduction rate.....	110
Table 4.4: Tobit: Maximum actuarial reduction rate.	113
Table 4.5: Probit: Willingness to retire early.....	118
Table 4.6: Probit: Definite versus indefinite answer.	120
Table 4.7: Summery statistics of the three answer groups.....	122
Table 5.1: Fund products in Sweden (offered by the state).....	128
Table 5.2: Comparison between the Swedish premium pension and the German Riester pension	136
Table 5.3: Overview fund based products.....	138
Table 5.4: Cost Comparison.....	141
Table 5.5: The age-adjusted portfolio of AP7 Såfa	148
Table 5.6: Rebate calculation from 09/2000 until 04/2004	150
Table 5.7: Rebate calculation from 04/2004 until 04/2007	150
Table 5.8: Rebate calculation since 04/2007	150
Table 6.1: Riester Subsidies.....	157
Table 6.2: Variables and Summary Statistics	162

Table 6.3: Subjective Life Expectancy	164
Table 6.4: OLS: Subjective Life Expectancy	168
Table 6.5: Subjective Life Expectancy and Private Pensions.....	169
Table 6.6: Probit: Riester Ownership Women.....	171
Table 6.7: Probit: Riester Ownership Men	172
Table 6.8: Loading Charges and Age	177
Table 6.9: Robustness Checks.....	180

1. General Introduction

1.1 Framework

By failing to prepare you are preparing to fail. — Benjamin Franklin

The time to repair the roof is when the sun is shining. — John F. Kennedy

Due to the large time horizon, there are not many areas where these simple principles are more important than in the field of old age provision. The time period between young workers' first pension contributions and the receipt of their last pension payments spans the majority of their adult life. Therefore the right preparation seems crucial, both on a micro and on a macro level. On the individual level, people should ideally assess their needs and demands for retirement as early as possible since shortly before or especially after retirement, the room for maneuver is limited and shortfalls in individual old age provision over a whole working life are irreparable. Equally, a society as a whole has to approach its foreseeable challenges early on and for this reason, the reorganization of retirement systems has been a top priority for policy makers for many years. In recent times, pension systems around the world have undergone major reforms, first and foremost in order to meet the hurdle that comes with a change in their population structure.

In Germany, reforms in the old age provision system have mainly been characterized by a paradigm shift away from generous public pension payments towards more individual responsibility and self-provision. Younger generations in particular will be affected by the latest developments which became a necessity due to demographic change, affecting not only Germany but most OECD countries (see OECD 2013). The combination of low total fertility rates since the early 1970's¹, a decrease in mortality rates especially at higher age and the baby boomers' transition into retirement will drastically change the ratio between the working age population and the elderly who are entitled to public pension benefits (see Statistisches Bundesamt 2009). Maintaining the balance between an adequate replacement rate and affordable contribution rates within the statutory pension insurance will be one of the major challenges of policymakers in the coming decades. Financial retrenchments in the public pension system already have had and also will have further severe consequences on the structure and the weighting of the different pillars of the German pension system. Among other things, the major changes in the past 25 years contain the introduction of actuarial reduction rates for early retirement in 1992, the establishment of the state-subsidized capital based Riester pension in 2002, the introduction of a so-called sustainability factor in the pension adjustment formula in 2004 plus the cohort specific increase in the legal retirement age in 2007. The crucial question is whether these reforms have been able to

¹ For detailed fertility figures, see the Human Fertility Database provided by the Max Planck Institute for Demographic Research in Germany and the Vienna Institute of Demography in Austria. The data is available via www.humanfertility.org.

create a sustainable, multi-pillar old age provision system which does not overstrain workers, sets incentives to engage in private retirement provisions and provides retirees with adequate pension payments. The goal of this dissertation is to analyze important aspects of past, current and future developments within the German landscape of old age provision with a special focus on the first pillar, the statutory pension insurance, and the subsidized private Riester pension which is part of the third pillar.²

The remainder of this dissertation contains five chapters which are united by three common tasks. Firstly, to take stock of the pension pillar in question, secondly, to expose and analyze its potential challenges and problems and thirdly, to carve out the major policy conclusions. This dissertation takes both an empirical (chapters 3, 4 and 6) and institutional approach (chapters 2 and 5). In the empirical analyses, two datasets are used. First, an administrative dataset provided by the research data center of the German pension authority, which contains detailed information about the insurance records of a large representative sample of retirees, newly retired in 2010. Second, multiple waves of the German SAVE survey, a representative household panel with a special focus on savings and old age provision collected by the Munich Center for the Economics of Ageing.

With respect to the statutory pension insurance, chapter 2 aims to find an appropriate measure in order to evaluate the current replacement rates of the public pension system with a special focus on the role of non-contribution based pension entitlements. In order to make a prediction about the consequences of the demographic burden on future replacement and contribution rates, chapter 3 looks at the pension adjustment formula from a macroeconomic perspective and compares the current statutory formula with alternative adjustment proposals. Ultimately, the ideal formula has to balance the conflicting goal of keeping replacement rates and contribution rates at a moderate level. In times of unfavorable demographic framework conditions, a sustainable pension policy has to imply both a reduction of the general replacement rate and an increase in the contribution rate. With respect to workers' replacement rates as well as the overall contribution rate in the system, the age at which they retire has a decisive influence. At present, a large share of workers draws their pension before the statutory retirement age. For policymakers it is crucial to understand the driving forces behind early retirement. If the majority of people retire early due to a lack of opportunities on the labor market, legislators will primarily try to improve the labor market conditions for older employees. However, if the bulk of workers who retire early prove to be financially secure due to their membership of multiple pension plans, politicians will first and foremost be keen to establish mathematically fair actuarial reduction rates for early retirement in order to prevent any financial burden for the pension system. Chapter 4

² For further details on the legal framework, the structure of the subsidies, the eligibility rules and the dynamics of the Riester plans see, e.g., Börsch-Supan et al. (2012), Börsch-Supan et al. (2008), Coppola and Reil-Held (2009) and Sommer (2007).

draws inferences about the importance of actuarial reduction rates in current retirement behavior as well as in individual retirement planning.

In short, the results of the chapters 2, 3 and 4 emphasize the need for today's working population to engage in more private old age provision via individual saving. For future generations, pension payments from the first pillar will not suffice for their old age expenditures even if they can achieve a long and continuous working history, given they want to maintain their pre-retirement standard of living.³ In response to this development, the German government introduced the Riester pension in 2002. The Riester scheme is a capital based private old age provision subsidized by the state. The scheme was primarily established to close the foreseeable gap in people's replacement rates of the first pillar caused by the latest pension reforms. Chapter 5 takes a critical look at the Riester pension in its current form after more than 10 years since its implementation. Moreover, it looks beyond the German border and compares the Riester pension with its Swedish counterpart, the so-called premium pension which is also capital based but mandatory. In this regard, a special problem connected to the voluntariness of the Riester insurance is analyzed in chapter 6. Insurance markets where potential customers have the free choice to purchase a contract are often characterized by a selection problem. By looking at three waves of the German SAVE panel this dissertation analyzes the market for Riester contracts with respect to the potential problem of adverse selection regarding the longevity risk of the consumer.

In summary, due to recent pension reforms, a compromise between the wish to stabilize both the replacement rate and the contribution rate of the statutory pension system became possible. This demographic sustainability does not come without the price of more private responsibility with respect to workers' old age provision. The Riester scheme aims to offer solutions, however suffers from certain imperfections. Policy makers should be advised to consider a rather long-term perspective towards old age provision pillars. The field of pension policy is particularly prone to short-sighted political concessions in order to please certain voting blocs.

In the remainder of this introduction, the five chapters will be introduced in more detail with respect to their objectives, applied dataset (in case the chapter has an empirical approach) and main results. The reader is advised to read sequentially, however each chapter can be read independently as well.

³ According to the so-called pension level safeguard clause, the replacement rate specified by the statutory pension insurance is permitted to decrease from 48,7% in 2013 to 46% in 2020 and further to 43% in 2030 (see Bundesministerium für Arbeit und Soziales 2013a). Moreover, Börsch-Supan and Gasche (2010a) expect public pension income in 2030 to be lower by 14% to 16% in comparison with a scenario without the latest pension reforms.

1.2 Replacement Rates in the Statutory Pension System

Joint work with Martin Gasche

Objective: A replacement rate aims to quantify the percentage of an individual's income from employment that is replaced by his or her pension entitlements. The "classic replacement rate" measures the relation of pension payments to income from employment in the year before retirement. A frequently used figure is the replacement rate of a so-called standard pensioner, a hypothetical person with a full insurance record that is 45 years of average contributions. However, this approach bears certain risks as in reality, rather short and discontinuous earnings profiles appear. In chapter 2, the aim is to find an adequate concept to evaluate the replacement rate of the latest retiree generation of 2010. When looking at the official statistics regarding insured, it becomes evident that the "classic replacement rate" is prone to distortions and can only be calculated for approximately half of the sample only due to a non-existing last salary before retirement. Real life working histories do not consist exclusively of employment but include phases of child raising, housework or unemployment.

Dataset: Chapter 2 makes use of the official statistics regarding individuals who newly retire in 2010 (*Biografiedaten zu Vollendeten Versichertenleben* (SUFVVL 2010)), provided by the Research Data Center of the German pension authority (*Forschungsdatenzentrum der Rentenversicherung* (FDZ-RV)).

Main findings: This chapter presents the life cycle replacement rate which is an alternative measurement relating individuals' pension payments to the average real income over their whole working history. The analysis of the newly retired in 2010 shows that only insured workers with a long and continuous earnings history can match the replacement rate of the standard pensioner. Low replacement rates of regular old age pensioners can be explained by the group's heterogeneity. Furthermore, non-contribution based pension entitlements (e.g. for periods of child raising) can significantly increase the replacement rate of women with low to medium income. Additionally, work history related characteristics like marital status, income or retirement age have a strong influence on individuals' replacement rates.

This chapter has been published as „*Ersatzraten in der Gesetzlichen Rentenversicherung*“ (with M. Gasche), MEA Discussion Paper 276-2013, 2013.

1.3 Pension Benefits Adjustment in Germany – What can be considered the Best Pension Adjustment Formula?

Joint work with Martin Gasche

Objective: Due to its complexity and incomprehensibility, the mechanism for the annual pension adjustment has experienced rising criticism. First, chapter 3 evaluates the actual formula as well as alternative adjustment proposals on the basis of different criteria. Second, the consequences of the different adjustment formulas for the statutory pension insurance are analyzed applying a pension simulation model. Primarily, the simulation provides a comparison between the current legal rule and the potential alternative formulas.

Main findings: It becomes evident that the current formula is better than its reputation suggests. However, a salary indexed adjustment formula extended to include a sustainability factor presents a valid alternative. Such a formula is coherent and predictable as it guarantees pensioners' participation in the technological progress, balances the opposing goals of stable contribution and replacement rates, limits intergenerational inequality and leads to a self-stabilizing pension system. Adjustment formulas that are indexed to the wage bill or the inflation rate turn out to be less appropriate because they do not adequately account for future demographic changes.

This chapter has been published as „*Dynamisierung der Rente: Was ist die beste Rentenanpassungsformel?*“ (with M. Gasche), *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, 61(1), 3-45, 2012.

1.4 Should I Stay or Should I Go? The Role of Actuarial Reduction Rates in Individual Retirement Planning in Germany.

Objective: Due to demographic pressure, most OECD countries have introduced actuarial reduction rates in order to mitigate the financial burden for the pension system from early retirement and to rise the average retirement age. Chapter 4 examines how reduction rates affect current pension payments in Germany and to what extent the existence and the magnitude of such reduction rates influence people's retirement planning.

Dataset: The chapter makes use of two datasets. The official statistics regarding individuals who newly retire in 2010 (*Biografiedaten zu Vollendeten Versichertenleben* (SUFVVL 2010)), provided by the Research Data Center of the German pension authority (*Forschungsdatenzentrum der Rentenversicherung* (FDZ-RV)) and wave 2011 of the German SAVE panel collected by the Munich Center for the Economics of Ageing.

Main findings: Looking at administrative records, it becomes evident that early retirement shows a high prevalence at the extensive as well as at the intensive margin, in particular for

women and medium income insurant. Furthermore a special question in the 2011 SAVE survey is exploited where respondents are offered a hypothetical deal for early retirement if in turn they are willing to accept an actuarial reduction on their pension. Three main findings emerge. First, the maximal reduction rate people would be willing to accept is widely dispersed and with 7.4% on average roughly double the current legal rate of 3.6%. Second, respondents seem to make plausible choices. Those who would accept an actuarial reduction rate that lies above the current legal rate expect to deviate significantly more from their legal retirement age. Third, estimations results of a simple tobit analysis show that high endowment of financial assets and additional old age provision, high subjective life expectancy, bad health as well as being a man are positively correlated to the actuarial reduction rate the respondents would accept at most.

The results give reason for some important policy conclusions. The fact that a certain share of workers show a strong preferences for early retirement give rise to the assumption that an increase in the legal actuarial reduction rate cannot be assumed to change the retirement plans of these individuals. Moreover, policymakers have to consider that the negative incentive effect of actuarial pension adjustment for early retirement will be undermined if more people are reliant on means tested benefits that are not affected by such reduction rates in the future. Both caveats could be mitigated with a simultaneous increase of not only the statutory retirement age but the minimum early retirement age as well.

1.5 Take a Chance on Me – Can the Swedish Premium Pension Serve as a Role Model for Germany’s Riester Scheme?

Joint work with Marlene Haupt

Objective: In the course of the ongoing debate regarding the critique of the German Riester pension, the Swedish premium pension has often been referred to as a role model regarding potential amendments and reforms. The Swedish pension reform of 1998 has led to a reorganization towards a stratified scheme consisting of a pay-as-you-go and a fully funded element. The mandatory implementation of the Swedish premium pension has proved to be the major difference in comparison to the voluntary German Riester pension. In addition, numerous differences between the two systems can be outlined, of which most are due to the differing methods of implementation in the country’s old age provision system. Chapter 5 draws a comparison between the two systems with a special focus on the cost structure plus it evaluates the possibilities and limitations that arise from a complete adaptation of the Swedish premium pension (German premium pension) as well as a partial modification of the existing Riester scheme (Swedish-Riester).

Main findings: It becomes evident that costs are significantly lower in the Swedish system by means of a rebate system and the centralization of administrative tasks within the

Swedish Pensions Agency. However, despite systematic differences between the two schemes, the German Riester pension can particularly benefit from the Swedish premium pension with regard to transparent, coherent and consistent product information.

Parts of this chapter have been published as „*Das schwedische Beispiel der kapitalgedeckten Altersvorsorge – Ein Vorbild für Deutschland?*“ (with M. Haupt), Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, 81(2), 213-230, 2012.

Furthermore, this chapter has been published as „*Take a Chance on me – Can the Swedish Premium Pension Serve as a Role Model for Germany’s Riester Scheme?*“ (with M. Haupt), MEA Discussion Paper 266-2013, 2013.

1.6 Subjective Life Expectancy and Private Pensions

Joint work with Tabea Bucher-Koenen

Objective: One important parameter in the decision process when buying a private annuity is individuals' subjective life expectancy because it directly influences the expected rate of return. This chapter examines the market for private annuities in Germany and evaluates potential selection effects based on subjective life expectancy.

Dataset: Chapter 6 makes use of the waves 2007-2009 of the German SAVE panel collected by the Munich Center for the Economics of Ageing.

Main findings: First, individuals are pessimistic about their life span compared to the official life tables. Second, there is a significant selection effect based on subjective life expectancy for women who invest in private annuity contracts – so-called Riester pensions. For men there seems to be no difference in subjective life expectancy by Riester ownership. Comparing the size of this selection effect with the underlying loading in life expectancy charged by the insurance industry shows that the latter appears to be in line for women but very high for men. These findings have strong policy implications. On the one hand, misperceptions about longevity risks might prevent individuals from providing sufficiently for retirement. On the other hand, mandated unisex tariffs could especially discourage men from investing in Riester pensions as for them premiums in life expectancy are particularly high compared to their subjective expectations.

Parts of this chapter have been published as „*Subjective Life Expectancy and Private Pensions*“ (with T. Bucher-Koenen), MEA Discussion Paper 265-2012, 2012

2. Ersatzraten in der Gesetzlichen Rentenversicherung

Joint work with Martin Gasche

2.1 Einleitung

Die durch den demographischen Wandel bedingten absehbaren Finanzierungsprobleme der umlagefinanzierten Rentensysteme zwangen viele OECD Länder zu umfangreichen Reformen ihrer Alterssicherungssysteme. In Deutschland wurde durch die Rentenreformen der Jahre 2001 und 2004 mit der Umgestaltung der Rentenanpassungsformel in der Gesetzlichen Rentenversicherung (GRV) ein Ausgleich zwischen den diametralen Zielen der Beitragssatz- und Rentenniveaustabilität geschaffen (vgl. Gasche und Kluth 2012). So wurde die Entwicklung der Renten von der Entwicklung der Löhne in dem Sinne abgekoppelt, dass die Renten sich zwar an der Lohnentwicklung orientieren, aber hinter der Bruttolohn- und Gehaltsentwicklung zurückbleiben, wenn der Beitragssatz in der GRV steigt oder sich das Verhältnis zwischen der Anzahl der Rentner zur Anzahl der Beitragszahler erhöht. In der Folge wird es auch zu einem Absinken der sog. Ersatzrate kommen (vgl. Börsch-Supan und Gasche 2010a). Ungeachtet der Tatsache, dass es sich bei der Ersatzrate um ein vielfach genutztes Konzept handelt, existiert weder eine allgemein gültige Definition des Begriffes, noch ist klar, was genau durch die Ersatzrate gemessen werden soll (vgl. z. B. Mitchell und Phillips 2006, Biggs und Springstead 2008 sowie MacDonald und Moore 2011). Allgemein wird die Ersatzrate als Relation der Rente zum zuletzt verdienten individuellen Einkommen definiert und gibt demnach Auskunft über die Einkommenssituation im Alter im Verhältnis zur Einkommenssituation während des Erwerbslebens. Mithilfe der Ersatzrate eines Standardrentners – einer fiktiven Person, die über ein volles Erwerbsleben hinweg (45 Jahre) immer den Durchschnittslohn verdient hat – lassen sich wichtige Erkenntnisse bezüglich Ausmaß und Wirkungsrichtung einer Rentenreform ableiten. Das Verhältnis von Renten- zu Lohnzahlungen gibt zudem Aufschluss über das Versorgungsniveau eines Rentensystems und eignet sich als relative Größe besser für den Vergleich verschiedener Länder als z. B. die Betrachtung absoluter Rentenzahlbeträge.⁴

Ungeachtet dessen lassen sich aus der Ersatzrate eines Standardrentners nur sehr ungenaue Schlüsse über die Ersatzrate eines einzelnen Rentners oder auf das Sicherungsniveau bestimmter Rentnergruppen ziehen, da die Ersatzrate des Standardrentners das Ergebnis einer hypothetischen Erwerbsbiografie ist. Die in der Realität gängigen Unterbrechungen aufgrund von Arbeitslosigkeit, Phasen der Selbständigkeit oder der Kindererziehung werden ebenso wenig berücksichtigt wie Lohnsteigerungen über die Erwerbskarriere, also ein mit dem Alter ansteigendes Einkommensprofil. Realistische

⁴ Hierbei gilt es jedoch zu berücksichtigen, dass den verschiedenen Säulen der Altersvorsorge je nach Land eine unterschiedliche Bedeutung zukommt. Internationale Vergleiche der Ersatzraten verschiedener Länder sind daher nur zulässig, um die Großzügigkeit des staatlichen Systems zu vergleichen, oder wenn staatliche, betriebliche und private Vorsorgeelemente mit ins Kalkül einbezogen werden (vgl. VanDerhei 2004 sowie OECD 2011).

Ersatzraten können mithin nur berechnet werden, wenn man Informationen über die individuellen Erwerbsbiografien der Rentner hat.

Kapitel 2 verfolgt zwei Hauptziele. In einem ersten Schritt soll durch den Vergleich unterschiedlicher Ersatzratenkonzepte eine geeignete Messgröße für die Auswertung empirischer Daten für Deutschland gefunden werden. In einem zweiten Schritt werden die individuellen Versorgungsniveaus durch die gesetzliche Rente in Deutschland anhand der Betrachtung der zuvor definierten Ersatzraten bestimmt und ausgewertet.⁵ Dabei soll insbesondere der Frage nachgegangen werden, inwieweit nicht beitragsbezogene Rentenansprüche, z. B. für Kindererziehungszeiten, das Versorgungsniveau einzelner Gruppen verbessern. Zudem wird der Zusammenhang zwischen Ersatzrate auf der einen und Rentenart, Renteneintrittszeitpunkt, Versicherungsdauer und Einkommen auf der anderen Seite detailliert analysiert. Daneben werden die Ersatzraten der Gruppe der Regelaltersrentner näher betrachtet. Für die Untersuchung wird der Biografiedatensatz zu Vollendeten Versichertenleben 2010 (SUFVVL2010) des Forschungsdatenzentrums der Deutschen Rentenversicherung (FDZ-RV) ausgewertet. Die für den Rentenzugang 2010 repräsentativen Daten ermöglichen die explizite Berechnung von Ersatzraten verschiedenster Gruppen, inklusive deren Verteilung.

Die empirische Analyse offenbart zum einen, dass die „klassische“ Ersatzrate oft gar nicht berechnet werden kann, weil in vielen Fällen die zur Berechnung von Ersatzraten notwendige Lohngröße nicht vorhanden ist. Zum anderen kann die Berechnung zu irreführenden Ergebnissen bei der Betrachtung des Versorgungsniveaus führen, etwa wenn im Jahr vor dem Renteneintritt nur noch eine geringfügige Beschäftigung ausgeübt wurde. Eine Alternative zu den gängigen Ersatzraten bietet die hier vorgestellte Lebenszyklusersatzrate. Die bezogene Rente wird nicht wie üblich ins Verhältnis zum Lohn vor Renteneintritt, sondern zum individuellen Durchschnittslohn über das gesamte Erwerbsleben gesetzt. Daneben zeigt sich, dass nicht auf Beiträgen beruhende Rentenansprüche die Ersatzraten für Frauen signifikant erhöhen. Ferner wird die Ersatzrate entscheidend von erwerbshistorischen Parametern, insbesondere der Beitragsdauer, beeinflusst.

Die Studie ist wie folgt aufgebaut: Kapitel 2.2 stellt den für diese Untersuchung verwendeten Datensatz vor und befasst sich anschließend mit den theoretischen Überlegungen bzgl. der Ersatzraten. Dabei soll im Hinblick auf das erste Ziel dieses Papiers insbesondere auf die verschiedenen Definitionen und deren Zusammenhänge sowie mögliche Probleme einer empirischen Ersatzratenanalyse eingegangen werden. Das Kapitel 2.3 präsentiert Ergebnisse für die unterschiedlichen Ersatzraten. In Kapitel 2.4 wird der Zusammenhang

⁵ Dieser Ansatz deckt sich mit der Forderung vieler Autoren, bei der Analyse von Ersatzraten neben hypothetischen Erwerbsbiografien auch empirische Daten zu berücksichtigen (vgl. z. B. Mitchell und Phillips 2006 sowie Indicator Sub-Group (ISG) of the Social Protection Committee (SPC) 2009).

zwischen der hier vorgestellten Lebenszyklusersatzrate und erwerbshistorisch bedeutenden Charakteristika analysiert. Kapitel 2.5 beschließt die Untersuchung mit einem Fazit.

2.2 Datengrundlage und Berechnung der Ersatzraten

Im folgenden Abschnitt werden die Daten für die empirische Analyse vorgestellt. Anschließend wird ausführlich dargelegt, wie die einzelnen analysierten Ersatzraten berechnet werden und wie dies empirisch umgesetzt wird. Die hier berücksichtigten Definitionen lassen sich grob in drei Kategorien unterscheiden: Bruttoersatzraten mit punktuelltem Lohnbezug, Lebenszyklusersatzraten sowie individuelles Rentenniveau, bei dem es sich nicht um eine Ersatzrate im klassischen Sinne handelt. Daneben lassen sich unter Berücksichtigung der geltenden Steuer- und Abgabenregelungen theoretisch alle Bruttoersatzraten in Nettoersatzraten überführen.

2.2.1 Daten

Die Analyse wird unter Verwendung der Biografiedaten zu Vollendeten Versichertenleben 2010 des Forschungsdatenzentrums der Deutschen Rentenversicherung vorgenommen. Bei dem Datensatz handelt es sich um eine systematische Zufallsauswahl von Versicherten der Gesetzlichen Rentenversicherung, die erstmals in 2010 eine Rente aus der GRV beziehen. Dabei wird die Stichprobe auf maschinelltem Weg aus den Versicherungskonten bei der Deutschen Rentenversicherung gezogen. Der Datensatz ist anonymisiert und lässt keine Rückschlüsse auf Personen zu. Es werden nur Personen mit einem bestimmten Rentenzugangsjahr berücksichtigt. Für den verwendeten Datensatz aus dem Jahr 2010 wurden zunächst rund 141.000 Fälle aus dem gesamten Zugang gezogen, was etwa einem Fünftel der Gesamtfälle entspricht. Aus dieser Stichprobe wurde wiederum eine 25%-Substichprobe gezogen und die Spanne der Jahrgänge auf 1945 bis 1980 begrenzt. Daraus ergibt sich für das Jahr 2010 eine Fallzahl von 33.227 für den uns vorliegenden Datensatz (vgl. Gasche und Härtl 2013). In diesem werden nur Fälle berücksichtigt, bei denen ein Rentenzugang wegen Alters oder wegen Erwerbsminderung vorliegt. Im Rahmen dieser Analyse werden nur Altersrentner betrachtet, also Personen, die 2010 erstmalig eine Rente wegen Alters gemäß §§ 35 bis 37 SGB VI, § 40 SGB VI und §§ 235 bis 237a SGB VI erhielten. Rentenzugänge wegen verminderter Erwerbsfähigkeit werden vernachlässigt, weil sich unsere Analyse auf die Versorgungsniveaus der gesetzlichen Altersrenten beschränken soll. Neben Erwerbsminderungsrentnern werden auch Teilrentenbezieher (44 Beobachtungen) ausgeschlossen. Die endgültige Fallzahl nach dem Ausschluss der oben genannten Fälle liegt bei 24.990 Beobachtungen und beschränkt sich auf die Kohorten von 1945 bis 1950.

Im Datensatz finden sich zu jeder Beobachtung Informationen zur kompletten Erwerbshistorie des Versicherten und zu den erzielten Entgeltpunkten seit seinem 14. Lebensjahr sowie detaillierte Angaben zur Verdienst- und Erwerbssituation für die letzten drei Jahre vor Rentenzugang. Daneben gibt der Datensatz auch Auskunft über generelle sozioökonomische Merkmale wie Familienstand, Kinderzahl, Wohnort und Alter bei Rentenzugang.

2.2.2 Berechnung der Ersatzraten

Der folgende Abschnitt stellt die hier berechneten Ersatzraten vor und zeigt auf, wie und inwieweit sie sich für die Versicherten des Datensatzes berechnen lassen.

2.2.2.1 „Klassische“ Bruttoersatzraten

Allgemein wird die Ersatzrate als Relation der Rente zum zuletzt verdienten individuellen Einkommen definiert. Die Ersatzrate gibt somit Auskunft über die individuelle Einkommenssituation in der Rentenzeit im Vergleich zur Erwerbszeit (intertemporaler Einkommensvergleich bezogen auf eine Person) (vgl. Gasche 2008a sowie Fachinger und Künemund 2009).⁶ In der Regel wird hierbei der Bruttolohn unmittelbar vor Renteneintritt mit der ersten Bruttorente verglichen. Die individuelle **Bruttoersatzrate** BRR in der Gesetzlichen Rentenversicherung berechnet sich als:

$$(1) \quad BRR = \frac{r_t}{y_{t-1}} = \frac{\sum_{j=G}^{R-1=t-1} EP_j \cdot AR_t \cdot ZF}{y_{t-1}} \quad \text{mit}$$

r_t : Bruttorente im Jahr t ,

y_{t-1} : letztes individuelles beitragspflichtiges Einkommen vor dem Rentenbezug im Jahr $t-1$,

EP_j : Entgeltpunkte im Jahr j ,⁷

AR_t : aktueller Rentenwert im Jahr t ,⁸

R : Zeitpunkt des Renteneintritts= t ,

G : Zeitpunkt der erstmaligen Beschäftigungsaufnahme,

ZF : Zugangsfaktor, der die Höhe der Abschläge erfasst.⁹

⁶ In Zukunft wird in Deutschland der zweiten und dritten Säule der Altersvorsorge eine wachsende Bedeutung zukommen. Für den Rentenzugang im Jahr 2010 stellt die gesetzliche Rente allerdings nach wie vor die wichtigste Einkommensquelle im Alter dar. Die Zugänge zur Altersrente im Jahr 2010 betreffen die Geburtsjahrgänge 1945 bis 1950. Für diese Jahrgänge macht gemäß der AVID-Studie der Anteil der gesetzlichen Rente an der Gesamtversorgung 78% für die Männer und über 85% für die Frauen in Westdeutschland aus. In Ostdeutschland beträgt der Anteil für Frauen und Männer über 90% (vgl. Heien et al. 2007).

⁷ Entgeltpunkte geben die individuellen Rentenansprüche wieder, die man mit Beitragszahlungen erwirbt. Verdient ein Versicherter in einem Jahr genau das Durchschnittsentgelt, dann erhält er einen Entgeltpunkt. Verdient er in einem Jahr nur die Hälfte des Durchschnittsentgelts, erwirbt er 0,5 Entgeltpunkte.

⁸ Der aktuelle Rentenwert gibt die Monatsrente an, die man für einen Entgeltpunkt bekommt.

⁹ Der Zugangsfaktor beträgt eins, wenn der Versicherte zum Regelrentenalter in Rente geht. Für jeden Monat vorzeitigen Rentenbezugs werden Abschläge in Höhe von 0,3% erhoben und der Zugangsfaktor entsprechend

Eine solche Bruttoersatzrate ist jedoch nur sinnvoll, sofern die betroffene Person im Jahr $t-1$, also bis vor Renteneintritt in t , gearbeitet hat oder zumindest ein Erwerbsersatzeinkommen gehabt hat, für das ein (fiktives) beitragspflichtiges Einkommen ermittelt werden kann. Dies ist jedoch in vielen Fällen, wie z. B. bei Hausmännern/Hausfrauen oder seit 2011 auch bei Beziehern von Arbeitslosengeld II nicht der Fall. In dieser Studie wird zwischen drei Varianten der Bruttoersatzrate *BRR* unterschieden. Dabei ist allen gemein, dass sie im Nenner eine punktuelle Lohnbezugsgröße aufweisen. Sie unterscheiden sich jedoch darin, welches Bezugsjahr für die Höhe des individuellen Bruttoeinkommens relevant ist.

Als erstes soll die Ersatzrate **BRR1**,¹⁰ definiert als die individuelle Bruttorente im Jahr 2010 geteilt durch das individuelle beitragspflichtige Einkommen des Jahres 2009, berechnet werden. Dabei sind unter beitragspflichtigem Einkommen beitragspflichtige Löhne und Gehälter zu verstehen, aber auch diejenigen Bemessungsgrößen, die einer Lohnersatzleistung zugrunde liegen. Beim Arbeitslosengeld I sind dies beispielsweise 80% des letzten Bruttoentgelts. Beim Arbeitslosengeld II wurden von 2005 bis 2006 Beiträge auf einer Basis von 400€ monatlich und von 2007 bis 2010 auf einer Basis von 205€ entrichtet.

Die Bruttoersatzrate *BRR1* wird jedoch nur für diejenigen Personen berechnet, die vor dem Rentenbeginn noch einer mehr als geringfügigen Tätigkeit nachgingen bzw. eine Einkommensersatzleistung realisierten, deren zugrundeliegende Beitragsbemessungsgröße die Geringfügigkeitsgrenze überschreitet. Somit werden Personen ausgeschlossen, die bereits aus dem Arbeitsleben ausgeschieden sind oder lediglich eine zeitlich stark begrenzte bzw. geringfügige Tätigkeit ausüben, deren Einkommen 4.800€/Jahr (=12*400€) nicht übersteigt. In der Konsequenz kann die klassische Bruttoersatzrate *BRR1* nur für 51% der Zugangsrentner berechnet werden. Fast jeder zweite Versicherte bleibt bei einer Analyse der gängigen Bruttoersatzrate unberücksichtigt.

Die gewählte Einkommensuntergrenze ist jedoch vor dem Hintergrund zweckmäßig, als dass die Bruttoersatzrate darüber Auskunft geben soll, wie hoch das auf Bruttogrößen bezogene Versorgungsniveau ist bzw. wie groß der Bruttoeinkommensverzicht bei Renteneintritt ist. Der Verdacht liegt nahe, dass ein nicht unerheblicher Teil der Erwerbstätigen ihr Arbeitsangebot gerade im letzten Jahr vor Rentenbezug bereits reduzieren. Für Individuen ohne Verdienst ließe sich gar keine Ersatzrate berechnen (vgl. Biggs und Springstead 2008).¹¹ Für Personen mit sehr geringem Einkommen vor Rentenbeginn, aber einer auskömmlichen Rente, ist das letzte Einkommen gar nicht dasjenige, das durch die Rente ersetzt werden soll (vgl. Fachinger und Künemund 2009). Es ergäben sich Werte deutlich

um 0,003 vermindert. Er ist dann kleiner als eins. Im Falle eines aufgeschobenen Renteneintritts werden Zuschläge in Höhe von 0,5% für jeden Monat über das Regelalter hinaus gewährt. Der Zugangsfaktor wird also für jeden Monat aufgeschobenen Rentenbeginns um 0,005 erhöht. Er ist dann größer als eins.

¹⁰ Für eine genaue Beschreibung aller den Berechnungen zugrunde liegenden Variablen siehe den Codeplan des verwendeten Datensatzes (vgl. Deutsche Rentenversicherung 2012a).

¹¹ Bei einem Bruttoeinkommen von 0€ ist der Bruch *Bruttorente/letztes Bruttoeinkommen* nicht definiert.

über 100%, die die Lohnersatzfunktion der gesetzlichen Rente überschätzen und zu einem verzerrten Bild führen.

Um die Abhängigkeit der Ersatzrate vom Einkommen im Jahr vor dem Renteneintritt etwas zu reduzieren, wird eine weitere Bruttoersatzrate **BRR2** berechnet, die als Lohnbezugsgröße den höchsten Bruttolohn der letzten drei Jahre vor Rentenbeginn verwendet.¹² Im Vergleich zu *BRR1* hat diese zweite Bruttoersatzrate den Vorteil, dass sie weniger stark von kurzfristigen Lohnschwankungen direkt vor dem Renteneintritt beeinflusst wird. In Anlehnung an *BRR1* ist auch hier die Voraussetzung, dass der Versicherte in mindestens einem dieser Jahre über einen Bruttolohn verfügt, der über der Entlohnung einer geringfügigen Beschäftigung liegt. Im Kern verfolgt *BRR2* den gleichen Grundgedanken wie *BRR1*. Es soll das Verhältnis der Bruttorente zum Lohn vor Renteneintritt und damit das Versorgungsniveau aus der gesetzlichen Rente abgebildet werden, wobei die Periode vor Renteneintritt von einem Jahr auf drei Jahre ausgeweitet wird. Dabei gilt, dass für den gleichen Versicherten *BRR2* niemals größer *BRR1* sein kann, da die Lohngröße im Nenner von *BRR2* entweder größer oder genauso groß ist wie die Lohngröße im Nenner von *BRR1*. Durch die modifizierte Definition erhöht sich der Anteil der Personen, für die die neue Ersatzrate *BRR2* berechenbar ist, jedoch nur leicht auf 57%. Das Grundproblem einer starken Stichprobenselektion lässt sich dadurch nicht lösen.

Die Ersatzraten *BRR1* und *BRR2* konzentrieren sich auf die Einkommensposition kurz vor Rentenbeginn. Für den Fall, dass Versicherte vor dem Renteneintritt ihre Stundenzahl reduzieren oder eine weniger anspruchsvolle und damit schlechter entlohnte Tätigkeit ausüben, weisen die beiden Bruttoersatzraten *BRR1* und *BRR2* relativ hohe und wenig aussagekräftige Werte aus. Betrachtet man eine durchgängige Erwerbsbiografie lässt sich ein relativ konstantes Lohnprofil bis etwa zum 55. Lebensjahr beobachten.¹³ Danach und bis zum Renteneintritt sinkt die durchschnittlich erzielte Entgeltpunktzahl der Versicherten, was darauf zurückzuführen sein kann, dass einige Versicherte ab diesem Alter bereits Übergangspfade in die Rente beschreiten (vgl. Gasche 2013). Darüber hinaus kann man davon ausgehen, dass in unserer Stichprobe der Altersrentner tendenziell mehr Menschen mit 55 einer regelmäßigen Beschäftigung nachgingen als kurz vor Rentenbeginn. Aus diesem Grund erscheint es sinnvoll, eine Ersatzrate **BRR3** zu berechnen, die die Rente zum Einkommen im Alter von 55 Jahren ins Verhältnis setzt, um etwaige Verzerrungen durch ein „Kürzertreten vor der Rente“ zu vermeiden (vgl. Smith 2003 sowie Ostrovsky und Schellenberg 2010).

Anhand der biografiebezogenen Verlaufsmerkmale lassen sich die Entgeltpunkte der Versicherten über deren Erwerbsleben rekonstruieren. Dazu wird die Zahl der Entgeltpunkte

¹² Zur Senkung der Volatilität wird häufig der Betrachtungszeitraum der Lohnbezugsgröße vom letzten Jahr auf mehrere Jahre vor Rentenbeginn ausgeweitet (vgl. Boskin und Shoven 1987, Grad 1990, Flood 2004 sowie Biggs und Springstead 2008).

¹³ Siehe Abbildung 2.12 in Appendix 2.6 B.

für das Erwerbsjahr, in dem der Versicherte 55 Jahre alt wurde, ermittelt und in ein Bruttoeinkommen umgerechnet. Aus Gründen der Konsistenz mit den bisher betrachteten Bruttoersatzraten muss dabei das Einkommen im Alter von 55 auf das Jahr vor Renteneintritt anhand der Lohnzuwachsrate aufgezinst werden. Das hypothetische Bruttoentgelt des Versicherten im Jahr 2009 berechnet sich deshalb als Produkt seiner Entgeltpunktzahl im Alter von 55 mit dem Durchschnittsentgelt im Jahr 2009.¹⁴ Wir berechnen die Ersatzrate nur für diejenigen Versicherten, die in dem Jahr ihres 55. Geburtstages mindestens über einen Jahresbruttolohn verfügten, der über dem Jahresbruttolohn einer geringfügigen Beschäftigung lag.¹⁵ Die Berechnungsquote der *BRR3* erreicht mit 70% deutlich den höchsten Wert aller drei Bruttoersatzraten. Für knapp ein Drittel der Zugangsrentner kann die Ersatzrate jedoch immer noch nicht analysiert werden.

Es zeigt sich, dass Ersatzraten mit punktuellen Lohnbezugsgrößen zwar einerseits eine intuitive Interpretation erlauben und für ein Individuum mit einer durchgängigen Erwerbsbiografie eine sinnvolle Messgröße darstellen, jedoch andererseits keine präzise und umfassende Auswertung empirischer Daten ermöglichen, da eine individuelle Einkommensgröße kurz vor Rentenbeginn oft nicht vorhanden ist oder wegen bestimmter bereits beschrittener Übergangspfade in die Rente niedriger ausfällt. Darüber hinaus erscheint der Versuch, Messgenauigkeit und Berechnungsquote durch alternative Definitionen der Lohnbezugsgröße (jenseits des letzten Gehalts vor Renteneintritt) zu verbessern, willkürlich und lässt sich theoretisch nicht sauber begründen. Für die Auswertung empirischer Daten bedarf es eines neuen Ersatzratenkonzepts. Die nachfolgend vorgestellte Lebenszyklusersatzrate bietet eine Lösung und ermöglicht in vielen Forschungsfragen die präzisere Auswertung der Lohnersatzfunktion in der GRV.

2.2.2.2 Lebenszyklusersatzraten

Um die Abhängigkeit der Ersatzrate von einer punktuellen Lohngröße zu umgehen, wird in dieser Studie die sog. **Lebenszyklusersatzrate LRR** berechnet. Die *LRR* berücksichtigt nicht nur mit der Rente im Zähler sondern auch mit der Lohngröße im Nenner das volle Erwerbsleben eines Versicherten, indem sie die Bruttorente ins Verhältnis zum durchschnittlichen Einkommen während des Erwerbslebens setzt.¹⁶ Die *LRR* beruht damit

¹⁴ Das Durchschnittsentgelt der Rentenversicherung ist eine Rechengröße, die jährlich nach Maßgabe der Entwicklung der Bruttolöhne und -gehälter fortgeschrieben wird. Sie liegt im Jahr 2013 bei 34.071€/Jahr.

¹⁵ Der Datensatz enthält nur Individuen der Geburtsjahrgänge 1945 bis 1950. Das Maximalalter bei Rentenzugang 2010 liegt damit bei 65 Jahren. Da wir nur Altersrentner betrachten, liegt das minimale Alter bei Renteneintritt im Jahr 2010 bei 60 Jahren. Daraus folgt, dass die Jahre, in denen ein Versicherter seinen 55. Geburtstag feierte, auf den Zeitraum der Jahre 2000 bis 2005 begrenzt ist. In diesem Zeitraum lag die Grenze für eine geringfügige Beschäftigung zwischen 325€ und 400€ pro Monat. Im Detail wurde die Grenze im Zuge der „Hartz-Reformen“ mit Wirkung zum 1. April 2003 von 325€ auf 400€ pro Monat angehoben. Für die Jahre 2000 bis 2002 errechnet sich eine Grenze von 3.900€/Jahr ($12 \cdot 325€$). Für das Jahr 2003 liegt die Grenze bei 4.575€/Jahr ($3 \cdot 325€ + 9 \cdot 400€$) und für die Jahre 2004 und 2005 liegt sie bei 4.800€/Jahr ($12 \cdot 400€$).

¹⁶ Einen ähnlichen Ansatz wählen z. B. Biggs und Springstead (2008). Prinzipiell ist es auch möglich, die Abhängigkeit von einer periodenbezogenen Einkommensgröße durch eine Durchschnittsbildung über mehrere Jahre abzuschwächen (vgl. Fachinger und Künemund 2009). Die Auswahl der Anzahl der Perioden für die

letztlich auf dem Konzept des permanenten Einkommens (vgl. Friedman 1957) als dasjenige Einkommen, das einer Person mittel- und langfristig zur Verfügung steht. Der Einkommensdurchschnitt über ein ganzes Erwerbsleben sagt mehr über die Einkommensposition des Versicherten aus als eine einzelne Lohngröße zu einem bestimmten Zeitpunkt der Erwerbshistorie.¹⁷ Die Lebenszyklusersatzrate wird allgemein wie folgt definiert:

$$(2) \quad LRR = \frac{r_t}{ay} = \frac{\sum_{j=G}^{R-1=t-1} EP_j \cdot AR_t \cdot ZF}{\frac{\sum_{j=G}^{R-1} y_j}{R-1-G}},$$

wobei ay das durchschnittliche beitragspflichtige Einkommen über das gesamte Erwerbsleben bezeichnet.

Damit die Lebenszyklusersatzrate etwas über das Versorgungsniveau des Rentners aussagen kann, müssten die Einkommen aus weit zurückliegenden Jahren indexiert werden, um zu einem Einkommen zu kommen, welches das im Durchschnitt während des Erwerbslebens zur Verfügung stehende reale Einkommen, also ausgedrückt in heutigen Werten, repräsentiert. Deshalb wird ay aus den durch Beiträge erworbenen Entgeltpunkten EP^* berechnet, die dann mit dem aktuellen Durchschnittsentgelt der Rentenversicherung im Jahr vor dem Renteneintritt $\overline{y_{t-1}}$ multipliziert werden. Somit werden implizit die individuellen beitragspflichtigen Einkommen der jeweiligen Jahre mit der Zuwachsrate des Durchschnittseinkommens der Rentenversicherung aufgezinnt:

$$(3) \quad LRR = \frac{r_t}{ay} = \frac{\sum_{j=G}^{R-1=t-1} EP_j \cdot AR_t \cdot ZF}{\frac{\sum_{j=G}^{R-1} EP_j^* \cdot \overline{y_{t-1}}}{R-1-G}} = \frac{\sum_{j=G}^{R-1} EP_j}{\sum_{j=G}^{R-1} EP_j^*} \cdot \frac{AR_t}{\overline{y_{t-1}}} (R-1-G) \cdot ZF \quad \text{mit}$$

$\overline{y_{t-1}}$: Durchschnittsentgelt der Rentenversicherung des Vorjahres,

EP_j^* : beitragsbezogene Entgeltpunkte im Jahr j.¹⁸

Diese Ersatzrate wird zum einen von den Systemgrößen aktueller Rentenwert AR und Durchschnittsentgelt der Rentenversicherung $\overline{y_{t-1}}$ bestimmt und zum anderen von den

Durchschnittsbildung ist jedoch wiederum relativ willkürlich, so dass ein Durchschnitt über das gesamte Erwerbsleben am plausibelsten erscheint.

¹⁷ Der Gedanke der Durchschnittsbetrachtung findet sich bereits in der Begründung zur ersten großen Rentenreform im Jahr 1957. Hier sollte sichergestellt werden, „[...] daß der Versicherte als Rentner unter Berücksichtigung seiner verminderten Bedürfnisse den Lebensstandard aufrechterhalten kann, den er im Durchschnitt seines Arbeitslebens gehabt hat.“ (vgl. Deutscher Bundestag 1956, S. 73).

¹⁸ In dieser Studie werden als „beitragsbezogene Entgeltpunkte“ diejenigen Entgeltpunkte bezeichnet, die sich aufgrund von individuell ermittelten Beitragszahlungen an die GRV ergeben. Die Beiträge können z. B. aufgrund einer Beschäftigung geleistet werden, aber auch aufgrund des Bezuges von Arbeitslosengeld oder als freiwillige Beiträge.

individuellen Größen Erwerbsdauer, Zugangsfaktor und dem Verhältnis der gesamten Summe der Entgeltpunkte EP zur Summe der aus Beiträgen erworbenen Entgeltpunkte EP^* .

Die Größe $AR_t / \overline{y_{t-1}}$ setzt zwei vom betrachteten Individuum unabhängige Systemgrößen ins Verhältnis. Sie kann deshalb als „systemische Ersatzrate“ oder als „natürliche Ersatzrate“ bezeichnet werden und ist ein Maß für die Lohnersatzfunktion des Rentensystems. Sie gibt an, wie viel Prozent des Durchschnittsentgelts durch die Rente ersetzt wird, die mit Beitragszahlungen auf dieses Einkommen in einem Jahr erworben wird.¹⁹

Die so definierte Lebenszyklusersatzrate gibt Auskunft über das Versorgungsniveau des Versicherten, da sie die Rentenzahlung ins Verhältnis zu dem (Real-)Einkommen setzt, das der Person über ihr ganzes Erwerbsleben im Durchschnitt zur Verfügung stand und mit dem sie den Lebensunterhalt bestritten hat. Dabei wird hier nur das erzielte Erwerbseinkommen und Erwerbseinkommen betrachtet, aus dem Beiträge an die Rentenversicherung gezahlt wurden und somit Entgeltpunkte erworben wurden. Zeiten ohne beitragspflichtiges Einkommen oder Erwerbseinkommen bleiben unberücksichtigt. Entsprechend berechnet sich für Versicherte mit unterbrochenen Erwerbsbiografien die LRR nicht anhand der Erwerbslebensdauer ($R-1-G$), sondern unter Berücksichtigung der eigentlichen Beitragsdauer D .

$$(4) \quad LRR = \frac{\sum_{j=G}^{R-1} EP_j}{\sum_{j=G}^{R-1} EP_j^*} \cdot \frac{AR_t}{y_{t-1}} \cdot D \cdot ZF,$$

wobei D die Anzahl der Jahre angibt, in denen Erwerbseinkommen oder Erwerbseinkommen erzielt wurde, dafür Beiträge entrichtet und Entgeltpunkte erworben wurden. Für den Standardrentner gilt: $D=R-1-G$.

In dem von uns verwendeten Datensatz kann die Bruttorente im Zähler der LRR wie zuvor über die Summe der persönlichen Entgeltpunkte und die aktuellen Rentenwerte für West- und Ostdeutschland ermittelt werden. Das durchschnittliche Lebenszykluseinkommen im Nenner berechnet sich aus der durchschnittlichen Entgeltpunktzahl multipliziert mit dem Durchschnittsentgelt der Rentenversicherung des Vorjahres. Das Durchschnittsentgelt für 2009 lag bei 30.506€. Die durchschnittliche Entgeltpunktzahl über den Lebenszyklus wird ermittelt, indem die Entgeltpunkte, bezogen auf die Erwerbssituation seit dem 14. Lebensjahr bis zum Renteneintritt, aufsummiert und durch die Summe der Monate dividiert werden, in denen Entgeltpunkte durch Beiträge erworben wurden. Bei dieser Berechnung des maßgeblichen durchschnittlichen Lebenszykluseinkommens werden nur Entgeltpunkte und

¹⁹ Im Jahr 2013 beträgt diese Rate in Westdeutschland 0,99% ($=28,14 \cdot 12 / 34.071$). Das heißt, ein Durchschnittsverdiener kann derzeit pro Jahr eine Erhöhung der Ersatzrate um einen Prozentpunkt erzielen. Inhaltlich deckt sich die Rate mit dem Steigerungssatz aus den Anfängen der bundesdeutschen Rentenversicherung im Jahr 1957. Für die Rente wegen Erwerbsunfähigkeit und das Altersruhegeld betrug der Steigerungssatz 1,5% (vgl. Schmidt 2005).

Beitragsmonate berücksichtigt, in denen dem Erwerb von Rentenansprüchen auch Beitragszahlungen gegenüberstanden. Es wird mithin nur das aktive Erwerbsleben betrachtet.²⁰ Dieses setzt sich zusammen aus Zeiten mit versicherungspflichtigen Einkommen und Zeiten des Bezugs von Erwerb ersatzeinkommen, in dessen Rahmen von der Zahlstelle Beiträge an die Rentenversicherung entrichtet wurden (z. B. Beitragszahlungen der BA bei Arbeitslosengeld oder der Krankenkasse bei Krankengeld).²¹ Mithin bleiben z. B. Zeiten und Entgeltpunkte wegen Kindererziehung oder Mindestentgeltpunkte bei geringem Arbeitseinkommen unberücksichtigt, da ihnen keine Beitragszahlungen gegenüberstehen. Das aktive Erwerbsleben besteht somit aus allen Zeiten, in denen der Versicherte einer Beschäftigung nachging und aus Zeiten, von denen auszugehen ist, dass sie grundsätzlich auf Einkommenserzielung ausgerichtet waren.

Alternativ ließe sich die Lohngröße im Nenner auch als das Produkt aus Durchschnittsentgelt und durchschnittlicher Entgeltpunktezahl, berechnet mittels Durchschnitt über die gesamte Zeit von Beginn bis Ende des Erwerbslebens, bestimmen (vgl. Biggs und Springstead 2008). Mit anderen Worten bildet man einen Durchschnitt über das komplette Erwerbsleben und nicht nur über Zeiten, in denen Entgeltpunkte durch Beitragszahlungen erworben wurden. Diese Durchschnittsbetrachtung verträgt sich jedoch in vielen Fällen nicht mit dem Grundgedanken einer Ersatzrate, nach dem Renteneinkommen ins Verhältnis zum eigenen erzielten Einkommen gesetzt wird. Würde man beitragsfreie Zeiten und Lücken bei der Durchschnittsbetrachtung berücksichtigen, ergäbe sich ein niedrigeres durchschnittliches Lebenseinkommen und eine entsprechend höhere Ersatzrate, die aber das Versorgungsniveau verfälscht abbildet. Denn damit würde implizit unterstellt, dass in den beitragsfreien Zeiten und den Lücken kein Einkommen für die Bestreitung des Lebensunterhalts zur Verfügung stand. Das ist z. B. bei einer rentenrechtlichen Lücke aufgrund einer selbständigen Tätigkeit oder für Zeiten der Nicht-Erwerbstätigkeit, in denen die Versorgung durch das Einkommen des Partners erfolgt, eine falsche Annahme. Entscheidet sich z. B. ein Versicherter für die Aufgabe seiner Tätigkeit, ohne Lohnersatzleistungen zu beanspruchen, steht hinter dieser Person meist ein Partner, der durch sein Einkommen die finanzielle Existenz des Haushalts sicherstellt. Diese Konstellation findet sich besonders häufig bei den Nachkriegskohorten der alten Bundesländer. Während der Mann einer Vollzeittätigkeit nachging, war die Frau vor allem mit erzieherischen Aufgaben betraut („male breadwinner model“ vgl. Gottschall und Bird 2003). Bei Berücksichtigung des Gesamtzeitraums vom erstmaligen Eintritt in den Arbeitsmarkt bis zum Beginn des Ruhestandes kommt es also zu einer Verzerrung der Einkommensposition im Erwerbsleben aufgrund von Zeiten ohne aktive Arbeitsmarktpartizipation. Solche

²⁰ Der Datensatz enthält für jeden Monat die originären Entgeltpunkte der Beitragszeiten. Nicht enthalten sind Anhebungen wegen Kindererziehung, Mindestentgeltpunkte bei geringem Arbeitseinkommen und zusätzliche Entgeltpunkte für beitragsgeminderte Zeiten (vgl. Deutsche Rentenversicherung 2012a).

²¹ Die Bundesagentur für Arbeit zahlt beispielsweise Beiträge an die GRV nach Maßgabe von 80% des letzten beitragspflichtigen Bruttoeinkommens.

Verzerrungen der *LRR* durch die Berücksichtigung „inaktiver“ Erwerbsphasen sollen hier vermieden werden. Aus diesem Grund bestimmt sich die Einkommenssituation der *LRR* während des Erwerbslebens als Durchschnittslohn lediglich aus den Zeiten aktiver Arbeitsmarktpartizipation.

Versicherte, deren Entgeltpunktsumme ausschließlich auf Beitragszahlungen beruht, weisen bei gleicher Anzahl an Erwerbsjahren und dem gleichen Zugangsfaktor im Rentenzugangsjahr t die gleiche *LRR* aus, unabhängig davon, wie hoch ihr Einkommen in der Erwerbszeit war.²² In diesem Sinne spiegelt die *LRR* das Äquivalenzprinzip in der Rentenversicherung wider. Entsprechend zeigen Unterschiede der *LRR* die Durchbrechung des Äquivalenzprinzips an. Denn zusätzliche, nicht beitragsbezogene Entgeltpunkte EP^z z. B. für Kindererziehungszeiten oder aus Höherwertung von Einkommen führen zu einer Erhöhung der *LRR*:²³

$$(5) \quad LRR = \frac{\sum_{j=G}^{R-1} EP_j^* + \sum_{j=G}^{R-1} EP_j^z}{\sum_{j=G}^{R-1} EP_j^*} \cdot \frac{AR_t}{y_{t-1}} \cdot D \cdot ZF.$$

Als Referenzpunkt und zur Beantwortung der Frage, inwieweit die *LRR* durch nicht beitragsbezogene Entgeltpunkte vom Äquivalenzprinzip abweicht, lässt sich eine zweite Lebenszyklusersatzrate ohne die Berücksichtigung der nicht beitragsbezogenen Entgeltpunkte EP^z berechnen:

$$(6) \quad LRR_{\ddot{a}q} = \frac{\sum_{j=G}^{R-1} EP_j^*}{\sum_{j=G}^{R-1} EP_j^*} \cdot \frac{AR_t}{y_{t-1}} \cdot D \cdot ZF = \frac{AR_t}{y_{t-1}} \cdot D \cdot ZF.$$

Bei der Berechnung der ausschließlich beitragsorientierten Lebenszyklusersatzrate $LRR_{\ddot{a}q}$ wird die Bruttorente im Zähler z. B. um Rentenansprüche aufgrund von Entgeltpunkten für Kindererziehungszeiten oder Mindestentgeltpunkte vermindert. Die Differenz zwischen *LRR* und $LRR_{\ddot{a}q}$ gibt an, um wie viele Prozentpunkte nicht beitragsbezogene Rentenansprüche das Versorgungsniveau einzelner Gruppen verbessern.

Insgesamt ist im Vergleich zu allen bisher betrachteten Ersatzraten bei der Lebenszyklusersatzrate mit einer gleichmäßigeren Verteilung zu rechnen, da Lohnausreißer

²² Hierbei werden generell nur Einkommen bis zur Beitragsbemessungsgrenze berücksichtigt, da nur bis zu dieser Grenze Einkommen beitragspflichtig sind. Die Beitragsbemessungsgrenze in der Rentenversicherung bezeichnet die Bruttolohnhöchstgrenze, auf dessen Grundlage Rentenbeiträge zu entrichten sind. Die maximal zu erreichende Entgeltpunktezahl berechnet sich aus dem Verhältnis von Beitragsbemessungsgrenze zum Durchschnittsentgelt des jeweiligen Jahres. Allen Versicherten, deren Einkommen die Beitragsbemessungsgrenze übersteigt, wird die jeweils aktuelle maximale Entgeltpunktzahl auf ihr Rentenkonto gutgeschrieben.

²³ Nach § 55 Abs. 2 Nr. 2 i.V.m. § 3 Satz 1 Nr. 1 SGB VI sind Kindererziehungszeiten Pflichtbeitragszeiten. Strenggenommen werden auch für Kindererziehungszeiten vom Bund Beiträge gezahlt (§ 177 SGB VI). Dies geschieht jedoch pauschal, ohne individuelle Zurechnung.

kurz vor Renteneintritt bei der Berechnung des Nenners viel weniger ins Gewicht fallen. Niedrige Ersatzraten lassen vor allem auf eine relativ kurze aktive Erwerbsphase schließen.

Neben konzeptionellen Überlegungen spricht für die Lebenszyklusersatzraten der praktische Vorteil, dass sie sich für fast alle Versicherten in unserem Datensatz berechnen lassen. Mit Ausnahmen von 7 Versicherten hat jede Person in unserem Datensatz eine positive Anzahl an Entgeltpunkten über das Erwerbsleben gesammelt. Die Berechnungsquote liegt bei 99,6% und ermöglicht damit die Auswertung nahezu der gesamten Stichprobe.

2.2.2.3 Individuelles Rentenniveau

Das **individuelle Rentenniveau** *IRN* entspricht dem Anteil des individuellen Bruttorentenbetrags am jeweiligen (Brutto-)Durchschnittsentgelt der Rentenversicherung. Diese Maßzahl gibt Auskunft über die individuelle Rentenhöhe im Vergleich zum Einkommensdurchschnitt aller Erwerbstätigen. Der Vergleich der individuellen Rentenniveaus kann zudem Informationen über die relative Einkommensposition eines Rentners im Vergleich zu anderen Rentnern liefern (interpersoneller Einkommensvergleich) (vgl. Gasche 2008a).

$$(7) \quad IRN = \frac{r_t}{y_{t-1}} = BRR \cdot \frac{y_{t-1}}{y_{t-1}} = BRR \cdot EP_{t-1}.$$

Beim individuellen Rentenniveau handelt es sich demzufolge nicht um eine Ersatzrate im klassischen Sinne eines (auf den Einzelnen bezogenen) intertemporalen Einkommensvergleichs. Das individuelle Rentenniveau stellt vielmehr ein auf das Durchschnittsentgelt genormtes Versorgungsniveau dar. In dem verwendeten Datensatz berechnet sich *IRN* als Verhältnis der individuellen Bruttorente des Jahres 2010 geteilt durch das Durchschnittsentgelt des Jahres 2009 (30.506€). Das individuelle Rentenniveau *IRN* lässt sich für die gesamte Stichprobe von 24.990 Personen berechnen.

2.2.2.4 Nettoersatzraten

Bruttoersatzraten haben den Nachteil, dass unterschiedliche steuerliche Belastungen und Abgaben auf Renten und Einkommen nicht berücksichtigt werden. Die Frage, wie viel Prozent des gewohnten Nettoarbeitsentgelts durch die Rente ersetzt werden können, lässt sich somit aus Sicht des Versicherten nur unzureichend beantworten, da für das Individuum letztlich die jeweiligen Nettogrößen entscheidend sind.²⁴ Generell kann für jede Ersatzrate,

²⁴ Nettoersatzraten sollten auch in internationalen Vergleichen herangezogen werden, da Bruttoersatzraten, bedingt durch unterschiedliche Steuern und Sozialabgaben in den einzelnen Ländern, zu schwer vergleichbaren Ergebnissen führen können. Daneben kann es auch aufgrund von unterschiedlichen Aufteilungen der Zahllast von Sozialversicherungsbeiträgen zwischen Arbeitnehmer und Arbeitgeber zu „Verzerrungen“ kommen. Denkbar wäre z. B., dass der Bruttolohn niedriger ausfällt, wenn die Zahllast beim Arbeitgeber liegt und sich so eine relativ niedrige Bruttoersatzrate einstellt (vgl. Schmähl 1975 sowie SPC 2009).

bei der sowohl die Rentengröße im Zähler als auch die Lohngröße im Nenner auf Bruttowerten basieren, unter Berücksichtigung der Steuer- und Abgabenregelungen, eine entsprechende Nettoersatzrate berechnet werden. In Bezug auf *BRR1* ergibt sich die entsprechende **Nettoersatzrate** *NRR* aus dem Verhältnis der Nettorente zum Nettoeinkommen vor Renteneintritt:

$$(8) \quad NRR = \frac{nr_t}{ny_{t-1}} = \frac{r_t(1-t^R)}{y_{t-1}(1-t^B)} = \frac{(1-t^R)}{(1-t^B)} \cdot BRR \quad \text{mit}$$

nr: Nettorente,

ny: Nettoeinkommen,

t^R : Steuer- und Beitragsquote, die der Rentner zu leisten hat,

t^B : Steuer- und Beitragsquote, die der Beitragszahler zu leisten hat.

Die den Bruttoersatzraten *BRR1*, *BRR2* und *BRR3* zuzuordnenden Nettoersatzraten ließen sich jeweils mit der gleichen Deckungsquote zwischen 51% und 70% berechnen. Aus Gründen der Übersichtlichkeit beschränkt sich die Analyse auf die am weitesten verbreitete Nettoersatzrate *NRR*, die aus der Bruttoersatzrate *BRR1* abgeleitet wird. Im Datensatz wird die *NRR* konkret als das Verhältnis der Nettorente im Jahr 2010 zum letzten Nettoeinkommen vor Renteneintritt in 2009 ermittelt.

Die beiden Nettogrößen ergeben sich aus Bruttorente bzw. Bruttolohn abzüglich Einkommensteuer und Sozialabgaben. Bei Berechnung der Einkommensteuerschuld wird die Werbungskostenpauschale für Rentner und Arbeitnehmer gemäß der gültigen Regelung für das Jahr 2010 berücksichtigt, die eine Pauschale von 102€ für Rentner und 920€ für Arbeitnehmer vorsieht.²⁵ Daneben findet die steuerliche Absetzbarkeit der Sozialabgaben Berücksichtigung. Arbeitnehmer konnten im Jahr 2010 70% ihrer Beiträge in die Gesetzliche Rentenversicherung sowie Beiträge zur Gesetzlichen Krankenversicherung, zur Sozialen Pflegeversicherung und zur Arbeitslosenversicherung unter Berücksichtigung gewisser Höchstgrenzen steuerlich geltend machen.²⁶ Auch Rentner können ihre Beiträge zur Kranken- und Pflegeversicherung steuerlich geltend machen. Die Steuerlast für Rentner ist in der Regel deutlich niedriger, da wegen des gemeinhin geringeren zu versteuernden Einkommens der Durchschnittssteuersatz geringer ausfällt und gemäß der Übergangsregelung zur nachgelagerten Besteuerung jeder Rentner im Jahr 2010 nur 60% der Rentenbezüge zu versteuern hat. Daneben leisten Rentner weniger Sozialabgaben, da Beiträge zur gesetzlichen Renten- und Arbeitslosenversicherung wegfallen. In der Konsequenz liegt die Nettoersatzrate im Schnitt deutlich über der entsprechenden

²⁵ Siehe § 9a EStG.

²⁶ Beiträge zur gesetzlichen Rentenversicherung können in einem Umfang, der vom jeweiligen Steuerjahr abhängt, nach § 10 Abs. 2a EStG als Sonderausgaben steuermindernd angerechnet werden. Daneben gehen wir davon aus, dass alle Versicherten in die gesetzliche Kranken- und Pflegeversicherung einzahlen und diese Beiträge gemäß § 10 Abs. 1 Nr. 3 EStG als Sonderausgaben steuerlich geltend gemacht werden können. Ferner wird angenommen, dass bei Nichtüberschreitung der Höchstbeträge nach § 10 Abs. 4 EStG auch Beiträge zur gesetzlichen Arbeitslosenversicherung als Sonderausgaben geltend gemacht werden können.

Bruttoersatzrate, da die Nettorente im Zähler weniger stark von der Bruttorente abweicht als das Nettoeinkommen vom Bruttoeinkommen im Nenner.²⁷

Analog lassen sich Nettoersatzraten für die Lebenszyklusersatzrate **NLRR** und für das individuelle Rentenniveau **NIRN** bestimmen:

$$(9) \quad NLRR = \frac{r_t(1-t^R)}{\bar{y}(1-t^B)} = \frac{(1-t^R)}{(1-t^B)} \cdot LRR.$$

Bei der Nettoglebenszyklusersatzrate *NLRR* werden die Bruttorente im Zähler sowie das durchschnittliche Bruttoglebenszykluseinkommen im Nenner in Nettogrößen umgerechnet.

Entsprechend berechnet sich das individuelle Nettorentenniveau *NIRN* als Verhältnis der individuellen Nettorente in 2010 zum Nettodurchschnittsentgelt des Vorjahres:

$$(10) \quad NIRN = \frac{r_t(1-t^R)}{y_{t-1}(1-t^D)} = \frac{(1-t^R)}{(1-t^D)} \cdot IRN \quad \text{mit}$$

t^D : Steuer- und Beitragsquote auf das Durchschnittsentgelt.

Der Berechnung aller Nettogrößen liegen die Steuer- und Abgabenregelungen von 2010 zugrunde.

2.2.2.5 Die Ersatzrate des Standardrentners

Eine besondere Ersatzrate ist die des sog. Standardrentners, einer fiktiven Person, die 45 Jahre das Durchschnittseinkommen verdient und in dieser Zeit Beiträge in die Rentenversicherung zahlt. Die sich aus diesen Beitragszahlungen ergebende Rente mit 45 Entgeltpunkten ist die sog. Standardrente. Das Modell des Standardrentners wird benutzt, um das sog. Standardrentenniveau auszuweisen. Dieses wird berechnet, indem die Standardrente im Jahr t durch das Durchschnittsentgelt im Jahr t dividiert wird. Das Standardrentenniveau ist eine Maßzahl, mit der Auswirkungen von Rentenreformen dargestellt werden. Für die fiktive Person des Standardrentners kann aber auch eine Ersatzrate ermittelt werden. Die Rate *BRR1* beispielsweise, indem die Standardrente in t durch das Durchschnittsentgelt des Vorjahres $t-1$ dividiert wird. *BRR1* für den Standardrentner wird nur geringfügig vom Standardrentenniveau abweichen. Die Ersatzraten des Standardrentners werden nachfolgend als Referenzgrößen für die empirisch ermittelten Ersatzraten verwendet.²⁸ Für den Standardrentner gilt: $BRR1=IRN=LRR=LRR_{\dot{a}q}$ sowie

²⁷ Die Günstigerprüfung, die garantiert, dass bis zum Jahr 2010 insgesamt nicht weniger Vorsorgeaufwendungen geltend gemacht werden können als nach altem Recht, wird hier zur Vereinfachung nicht berücksichtigt.

²⁸ Auch andere Länder bedienen sich bei der Ersatzratenanalyse fiktiver Erwerbsprofile. In den USA werden z. B. gleich drei hypothetische Lohnprofile („niedrig/mittel/hoch“) herangezogen (vgl. Mitchell und Phillips 2006). In Schweden werden neben unterschiedlichen relativen Lohnpositionen (100% versus 66% des Durchschnittslohns) auch starre und steigende Erwerbsprofile miteinander verglichen (vgl. Ministry of Health and Social Affairs 2005).

$NRR=NLRR=NIRN$. Die Höhe der Ersatzrate variiert für den Standardrentner demzufolge nur zwischen Brutto- und Nettobetrachtung.

Im Gegensatz dazu können sich alle hier definierten Ersatzraten für „echte“ Rentner mit einer komplizierteren Erwerbshistorie unterscheiden. Dabei spielen insbesondere Beitragsdauer und Einkommensprofil eine entscheidende Rolle.²⁹

2.3 Ergebnisse

In diesem Abschnitt werden die Ergebnisse der Ersatzratenberechnung präsentiert.³⁰ Dabei ist zu erwarten, dass sich die real vorliegenden Erwerbs- und Einkommensprofile deutlich von den Profilen des Standardrentners unterscheiden, was sich wiederum in den Ersatzraten widerspiegeln sollte.³¹ Dabei werden die Bruttoersatzraten mit punktuelltem Lohnbezug, die Lebenszyklusersatzraten sowie das individuelle Rentenniveau jeweils gesondert analysiert. Darüber hinaus ermöglichen die Lebenszyklusersatzraten eine genauere Prüfung der Auswirkung von Kindern, Versicherungszeit, Abschlägen, Rentenart sowie durchschnittlichem Einkommen auf das Versorgungsniveau. Es ist zu erwarten, dass sich Unterschiede in den Erwerbs- und Einkommensbiografien von Männern und Frauen und zwischen Ost- und Westdeutschland in den Ersatzraten niederschlagen. Entsprechend werden nachfolgend die Ersatzraten zunächst getrennt nach Männern und Frauen sowie Ost und West ermittelt.

2.3.1 Bruttoersatzraten

Zunächst werden die **Bruttoersatzraten** $BRR1$, $BRR2$ und $BRR3$ und die **Nettoersatzrate** NRR für diejenigen Versicherten berechnet, für die sich alle vier Raten bestimmen lassen (50,4%), wobei dies getrennt nach Männern und Frauen sowie Ost und West geschieht (vgl. Abbildung 2.1). $BRR1$ beträgt im Durchschnitt ca. 53,9% im Vergleich zu 47,0% für $BRR2$. Die Rate $BRR3$ weist im Vergleich zu den ersten beiden Bruttoersatzraten über alle Gruppen den geringsten Wert auf und liegt dabei ca. einen Prozentpunkt unter $BRR2$. Besonders ausgeprägt ist die Differenz zwischen $BRR1$ und $BRR3$ bei den Männern in den neuen Bundesländern mit fast zwölf Prozentpunkten. Damit sprechen die Ergebnisse für einen sinkenden Durchschnittslohn im letzten Jahr vor Renteneintritt mit der Folge, dass $BRR1$ signifikant über $BRR2$ und $BRR3$ liegt. Insgesamt zeigen die Ergebnisse jedoch, dass die für die einzelnen Rentner berechneten Bruttoersatzraten sich nicht deutlich von der

²⁹ Für eine detaillierte Analyse der Bedeutung von Beitragsdauer und Lohnprofil auf die Ersatzrate siehe Appendix 2.6 A.

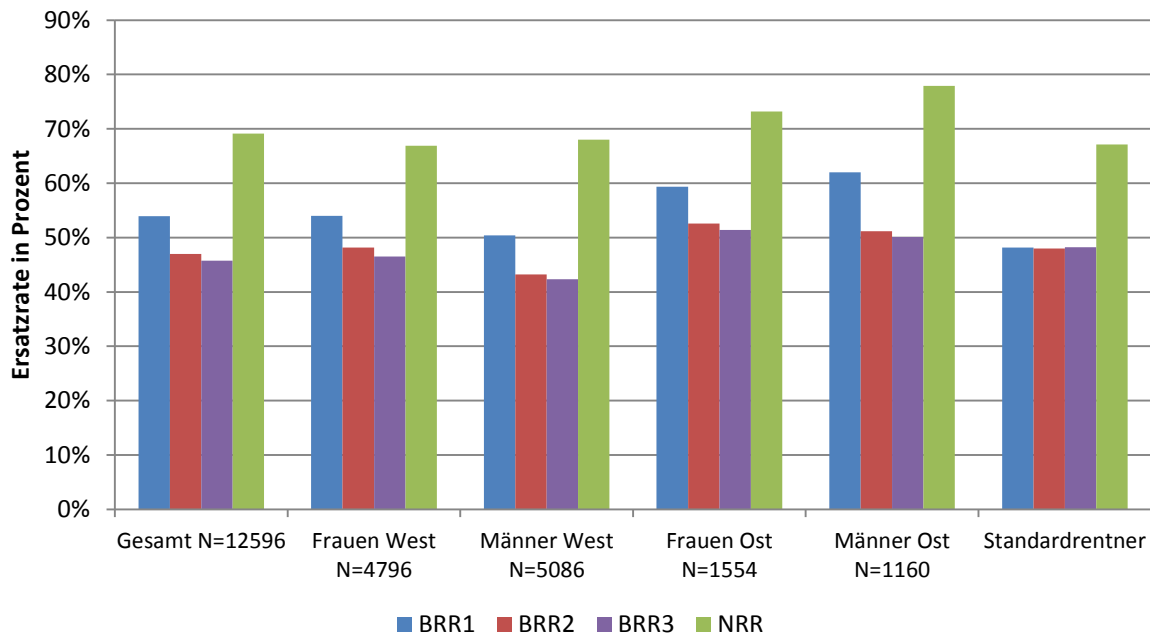
³⁰ Alle Abbildungen in Kapitel 2.3 beziehen sich auf die Altersrentner der Geburtskohorten 1945-1950 aus dem Scientific Use File des Datensatzes (FDZ-RV – SUFVVL2010).

³¹ Genauere Informationen zur Erwerbs- und Einkommensbiografie der Neurentner des Jahres 2010 finden sich in Appendix 2.6 B.

Bruttoersatzrate des Standardrentners – diese liegt bei 48,2% – und damit vom Standardrentenniveau unterscheiden.

Die **Nettoersatzrate** liegt im Durchschnitt bei 69,1%, wobei die Spannweite von 66,9% bei den westdeutschen Frauen bis 77,9% bei den ostdeutschen Männern geht. Damit zeigt sich, dass auch noch für den Rentenzugangsjahrgang 2010 ein Nettorentenniveau von fast 70% realisiert wird, zumindest für diejenigen, für die man eine solche Maßzahl berechnen kann.

Abbildung 2.1: Brutto- und Nettoersatzraten der Zugangsrentner 2010



Quelle: FDZ-RV – SUFVVL2010, eigene Berechnungen.

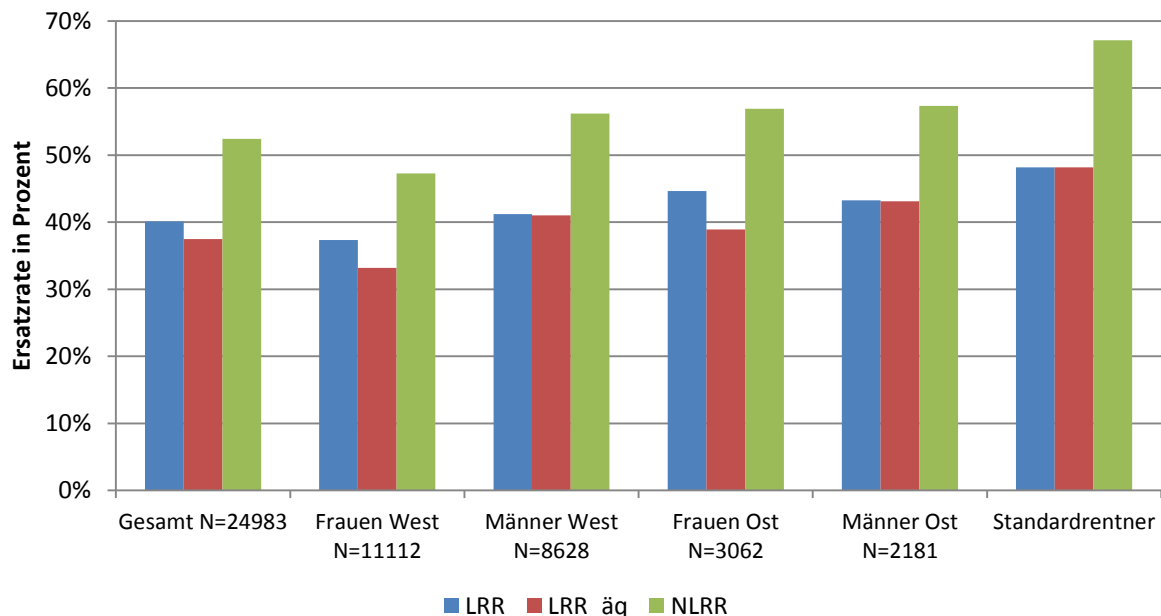
2.3.2 Lebenszyklusersatzraten

Die Probleme der im letzten Abschnitt berechneten Ersatzraten bestanden in ihrer Anfälligkeit gegenüber Lohnausreißern der Versicherten sowie darin, dass sie für kaum mehr als die Hälfte der Stichprobe berechnet werden konnten und somit nur für einen selektiven Teil der Rentner eine Aussage über das Versorgungsniveau getroffen werden konnte. Die Lebenszyklusersatzraten lassen sich dagegen mit Ausnahme von sieben Fällen für die gesamte Stichprobe bestimmen und bieten somit die Möglichkeit, für alle Versicherten das Versorgungsniveau einzuschätzen. Die **Lebenszyklusersatzrate** *LRR* beträgt durchschnittlich 39,3%. Somit kann die Rente knapp 40% des während des Erwerbslebens durchschnittlich erzielten realen Bruttoeinkommens ersetzen (vgl. Abbildung 2.2). Für Frauen in Ostdeutschland ist die *LRR* mit 44,7% am höchsten. Dagegen weisen Frauen in Westdeutschland wegen ihrer im Durchschnitt geringen Erwerbsdauer eine *LRR* von 37,3%

auf. Die Nettoersatzrate *NLRR* liegt zwischen 47,3% für Frauen in Westdeutschland und 57,3% für Frauen in Ostdeutschland.³²

Damit liegt die Lebenszyklusersatzrate deutlich unter den bislang analysierten Bruttoersatzraten (vgl. Abschnitt 2.3.1). Unter Berücksichtigung der Stichprobenselektion der bisher betrachteten Ersatzraten ergibt sich jedoch auch für die Gruppe der Versicherten in Abbildung 2.1 eine *LRR* von 45,1%. Damit liegt die *LRR* für diese Gruppe in etwa auf dem Niveau der Bruttoersatzraten *BRR2* und *BRR3*. Die im Vergleich dazu geringe Rate von rund 40% hängt demzufolge direkt mit der Einbindung aller Versicherten zusammen. Personen mit relativ kurzer Erwerbsdauer bzw. „lückenhaften Erwerbsbiografien“, für die sich *BRR1*, *BRR2* und *BRR3* oftmals nicht berechnen lassen, weisen eine unterdurchschnittliche Ersatzrate *LRR* auf. Entsprechend haben die Gruppen mit eher stetigen Erwerbsbiografien wie Frauen und Männer in Ostdeutschland eine höhere *LRR*.

Abbildung 2.2: Die Lebenszyklusersatzraten der Zugangsrentner 2010



Quelle: FDZ-RV – SUFVVL2010, eigene Berechnungen.

Die Verteilung der bisher betrachteten Ersatzraten unterscheidet sich grundlegend. Ein Vergleich der Verteilungen der drei Bruttoersatzraten *BRR1*, *BRR2* und *BRR3* ergibt, dass für *BRR2* und *BRR3* durch die Wahl der anderen Einkommensgröße die Verteilung im Vergleich zu *BRR1* etwas gestaucht wird, also weniger sehr hohe Ersatzraten auftreten (vgl. Abbildung 2.3).³³ Bei allen drei Ersatzraten liegt der Median unter dem arithmetischen Mittel, es handelt sich also um eine leicht rechtsschiefe Verteilung. Insgesamt sind alle Ersatzraten

³² Die Ersatzrate steigt bei den Männern von *LRR* auf *NLRR* im Vergleich zu den Frauen stärker, da die Männer im Durchschnitt über ein höheres durchschnittliches Bruttolebensinkommen verfügen, auf das sie im Vergleich zu den geringeren beitragspflichtigen Einkommen der Frauen einen höheren Anteil an Steuern zu leisten haben.

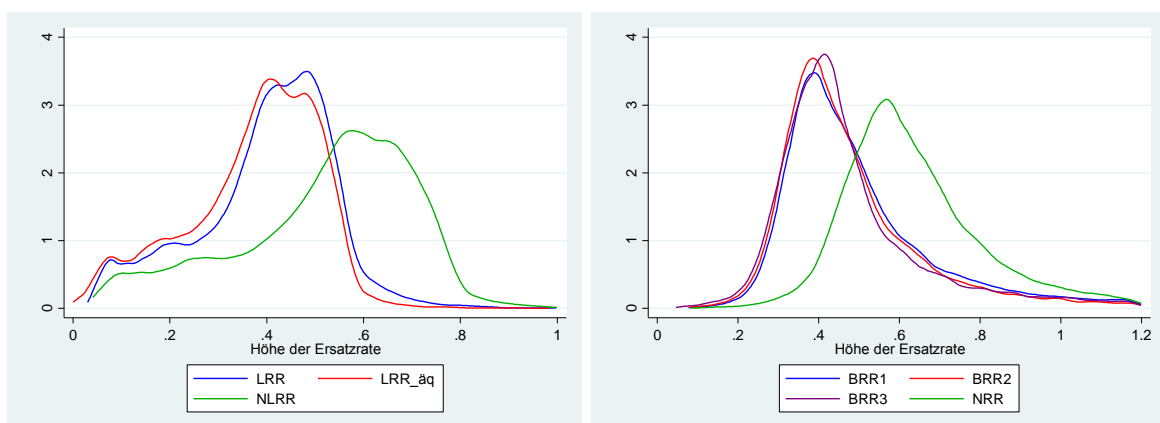
³³ Die Abszisse in Abbildung 2.3 ist zur besseren Visualisierung auf Ersatzratenwerte von 0 bis maximal 1,2 beschränkt. Hohe Ersatzraten von deutlich über eins spielen in der Verteilung praktisch keine Rolle.

jedoch annähernd normalverteilt.³⁴ Die nach rechts verschobene Verteilung der *NRR* reflektiert zum einen die höheren Durchschnittswerte, zum anderen fällt jedoch auch eine gewisse „Verbreiterung“ der Verteilungsfunktion auf. Die Ursache hierfür liegt in der Belastung mit Steuern und Abgaben, die wegen der Steuerprogression nicht für alle einheitlich ist und damit nicht alle Ersatzraten proportional vergrößert. Es handelt sich vielmehr um eine zusätzliche Variable, die die Streuung der *NRR* im Vergleich zur *BRR1* erhöht.

Der Abstand vom Median zum arithmetischen Mittel beträgt bei *BRR1* 8,8 Prozentpunkte und ist damit deutlich niedriger als die von Fachinger und Künemund (2009) ausgewiesenen Unterschiede. Dieser geringe Abstand ist im Wesentlichen auf die von uns vorgenommene Beschränkung der Einkommensgröße auf Einkommen über der Geringfügigkeitsgrenze zurückzuführen. Somit ist zu schlussfolgern, dass das Einkommen des letzten Jahres vor Renteneintritt zur Berechnung einer aussagefähigen Ersatzrate zwar problematisch, aber nicht gänzlich ungeeignet ist.³⁵

Im Gegensatz zu den bisher betrachteten Brutto- und Nettoersatzraten liegt bei der Lebenszyklusersatzrate der Median über dem arithmetischen Mittel, es liegt also eine leicht linksschiefe Verteilung vor.³⁶ Die Differenz zwischen Median und arithmetischem Mittel beträgt zwei Prozentpunkte. Die Ursache der leicht linksschiefen Verteilung ist die relativ große Anzahl von niedrigen Ersatzraten für Personen mit einer kurzen Beitragsphase, für die sich die bisherigen Ersatzraten aus Abschnitt 2.3.1 oft nicht bestimmen ließen.

Abbildung 2.3: Verteilung der unterschiedlichen Ersatzraten



Quelle: FDZ-RV – SUFVVL2010, eigene Berechnungen.

Der Vergleich der Lebenszyklusersatzrate *LRR* mit der Lebenszyklusersatzrate *LRR_äq*, die sich nur aufgrund von beitragsbezogenen Entgeltpunkten ergibt, misst das Ausmaß, mit dem das Äquivalenzprinzip in der Rentenversicherung durchbrochen wird bzw. wie stark die

³⁴ Zur Bestimmung, ob eine annähernde Normalverteilung vorliegt, werden alle Ersatzraten in Kapitel 2.3 anhand des Shapiro-Wilk, Shapiro-Francia und eines Schiefe/Wölbungs Tests analysiert.

³⁵ Anders Fachinger und Künemund (2009) die in ihrer Untersuchung dafür plädieren im Nenner unbedingt die Einkommen aus einer größeren zeitlichen Phase zu berücksichtigen.

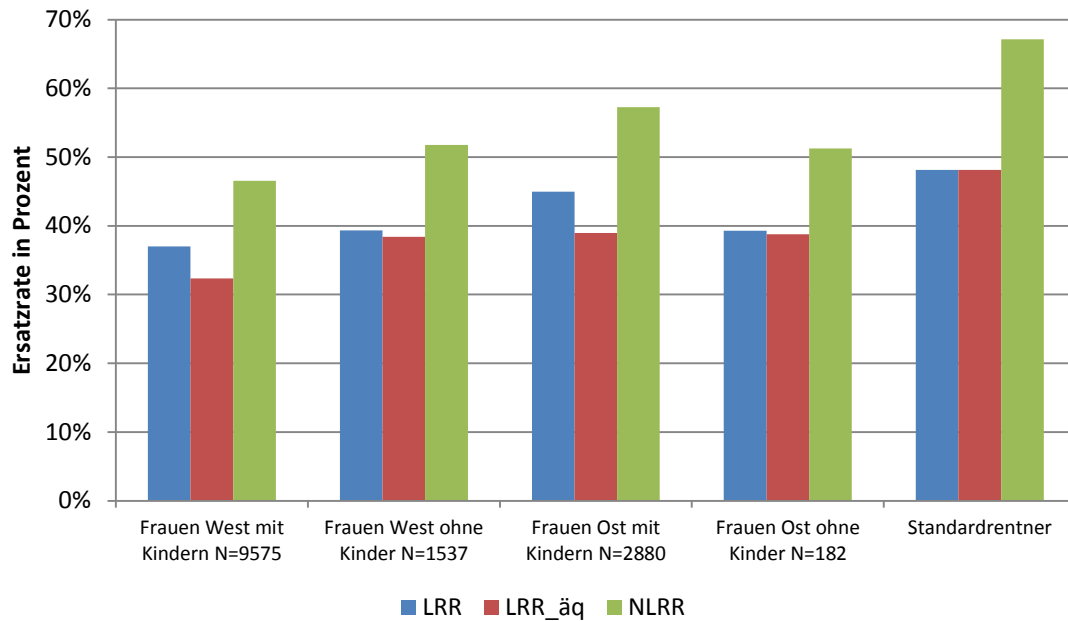
³⁶ Alle drei Lebenszyklusersatzraten in Abbildung 2.3 testen als annähernd normalverteilt.

Lebenszyklusersatzrate von nicht beitragsbezogenen Leistungen bestimmt wird. Für Männer in Ost und West liegt der Unterschied zwischen LRR und $LRR_{\dot{a}q}$ bei unter $\frac{1}{4}$ Prozentpunkten. Männer profitieren somit kaum von nicht beitragsbezogenen Entgeltpunkten. Anders ist es bei den Frauen: Westdeutsche Rentnerinnen haben eine um 4,1 Prozentpunkte höhere Lebenszyklusersatzrate, als wenn sich die Rente nur aus beitragsbezogenen Entgeltpunkten errechnen würde. Bei Frauen in Ostdeutschland liegt der Unterschied zwischen der LRR und $LRR_{\dot{a}q}$ sogar bei 5,7 Prozentpunkten. Damit machen die nicht beitragsbezogenen Leistungen bei den Frauen in Ostdeutschland rund 13% der LRR aus und sorgen dafür, dass die ostdeutschen Rentnerinnen nach Maßgabe der LRR die Gruppe mit dem höchsten Versorgungsniveau durch die Gesetzliche Rentenversicherung ist. Die vor allem kinderbezogene Umverteilung (Entgeltpunkte für Kindererziehungszeiten und zusätzliche Entgeltpunkte für Kinderberücksichtigungszeiten) in der GRV hat damit eine deutliche Wirkung. Dies sieht man auch an den Verteilungen der Ersatzraten (vgl. Abbildung 2.3). Die LRR ist im Vergleich zu $LRR_{\dot{a}q}$ vor allem für kleine und mittlere Ersatzraten nach rechts verschoben, was darauf hindeutet, dass vor allem Rentner(innen) mit kurzer Erwerbsdauer und deshalb niedrigen Ersatzraten von den nicht beitragsbezogenen Leistungen profitieren.

Dieser Effekt wird auch in Abbildung 2.4 deutlich, welche die Lebenszyklusersatzraten für **Frauen mit und ohne Kinder** in West- und Ostdeutschland zeigt.³⁷ In den alten Ländern verfügen Frauen ohne Kinder über eine sechs Prozentpunkte höhere Ersatzrate $LLR_{\dot{a}q}$ als Frauen mit Kindern. Diese „Ersatzratenlücke“ wird durch kinderbezogene zusätzliche Entgeltpunkte auf 2,3 Prozentpunkte reduziert. Im Gegensatz dazu verfügen Frauen in den neuen Bundesländern, unabhängig ob mit oder ohne Kind, über eine nahezu identische äquivalenzbezogene Lebenszyklusersatzrate $LRR_{\dot{a}q}$. Dies deutet darauf hin, dass ein Kind in Ostdeutschland nicht zu einer geringeren Anzahl von Beitragsjahren führt, was auf die gut ausgebaute Kinderbetreuung in Ostdeutschland zurückgeführt werden könnte. Durch die kinderbezogenen Leistungen erlangen die ostdeutschen Mütter im Vergleich zu den Frauen ohne Kinder eine um 5,7 Prozentpunkte höhere Ersatzrate.

³⁷ Für weiterführende Überlegungen in Bezug auf das Zusammenspiel zwischen Kindern und dem Konzept der Ersatzrate siehe auch Scholz und Seshadri (2009).

Abbildung 2.4: Die Lebenszyklusersatzraten für Mütter und kinderlose Frauen



Quelle: FDZ-RV – SUFVVL2010, eigene Berechnungen.

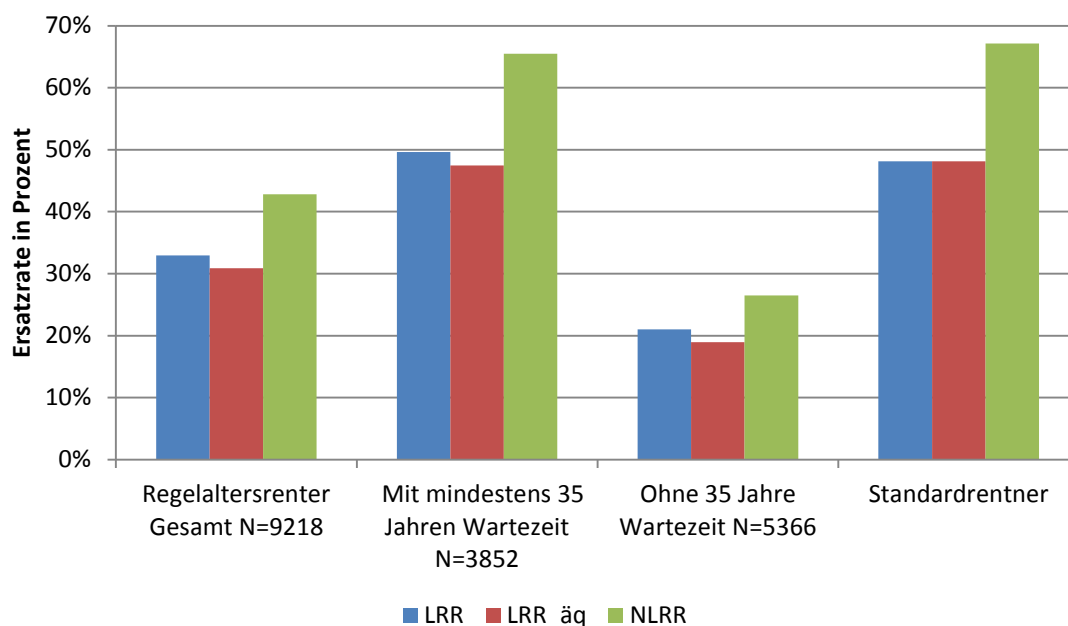
Regelaltersrentner gehen per Definition zum gesetzlichen Rentenalter in den Ruhestand. Die Gruppe der Regelaltersrentner ist allerdings sehr heterogen. Denn die Entscheidung für das Regeleintrittsalter beruht nur für einen Teil der Regelaltersrentner auf Freiwilligkeit. Lediglich für Versicherte mit mindestens 35 Jahren Wartezeit besteht die Möglichkeit, bereits vor dem Erreichen des gesetzlichen Rentenalters unter Abschlägen in Rente zu gehen.³⁸ Somit besteht die Gruppe der Regelaltersrentner zum einen aus Personen mit einer langen Erwerbsbiografie, die nicht vorzeitig in Rente gehen wollten, zum anderen aber auch aus solchen Rentnern, die die Anspruchsvoraussetzungen für eine Frührente nicht erfüllten und deshalb erst mit Erreichen des Regelalters die gesetzliche Rente beanspruchen können. Dies sind z. B. Beamte oder Selbständige, die einige Jahre sozialversicherungspflichtig beschäftigt waren oder auch Versicherte, die die meiste Zeit ihres Lebens z. B. wegen Kindererziehung nicht versicherungspflichtig erwerbstätig sein konnten. Während die erste Gruppe der Regelaltersrentner mit langen Beitragszeiten eine hohe Rente erwarten kann, erhält die zweite Gruppe meist nur Kleinstrenten aus der GRV. Die gesetzliche Rente soll aber nur für die erste Gruppe eine Lohnersatzfunktion erfüllen.

Berechnet man Ersatzraten für die heterogene Gruppe der Regelaltersrentner, bekommt man ein entsprechend verzerrtes Bild. Um eine Einschätzung über die Versorgungssituation der Regelaltersrentner zu geben, die ihr gesamtes Erwerbsleben in der GRV waren und nicht vorzeitig in Rente gehen wollten, ist es deshalb sinnvoll, die Gruppe der Regelaltersrentner zu spalten, in eine Gruppe mit weniger als 35 Versicherungsjahren und eine Gruppe mit

³⁸ Ausnahmen bilden die bis zum Jahr 2016 auslaufenden Altersrenten für Frauen und die Altersrenten nach Arbeitslosigkeit und Altersteilzeit. Diese beiden Gruppen lassen sich jedoch in den Daten gesondert identifizieren und sind nicht Teil der Analyse in Abbildung 2.5.

mindestens 35 Versicherungsjahren. Es zeigt sich, dass nur 42% der Regelaltersrentner über die notwendige Wartezeit verfügen, die ihnen einen früheren Renteneintritt erlaubt hätte, während 58% in ihrem Erwerbsleben keine 35 Jahre Wartezeit akkumulieren konnten. In der Konsequenz weisen die „freiwilligen“ Regelaltersrentner mit mindestens 35 Versicherungsjahren deutlich höhere Ersatzraten auf. Die Lebenszyklusersatzrate beträgt für einen Regelaltersrentner mit langer Erwerbsbiografie in der GRV, für den die gesetzliche Rente eine Lohnersatzfunktion haben sollte, fast 50% und ist damit größer als die des Standardrentners (vgl. Abbildung 2.5). Für Männer im Westen liegt sie bei 49,7%, für Frauen im Westen bei 50,3%. Für Ostdeutschland betragen die Raten 47,6% für Männer und 50,0% für Frauen.

Abbildung 2.5: Die Lebenszyklusersatzraten für Regelaltersrentner nach Wartezeit



Quelle: FDZ-RV – SUFVVL2010, eigene Berechnungen.

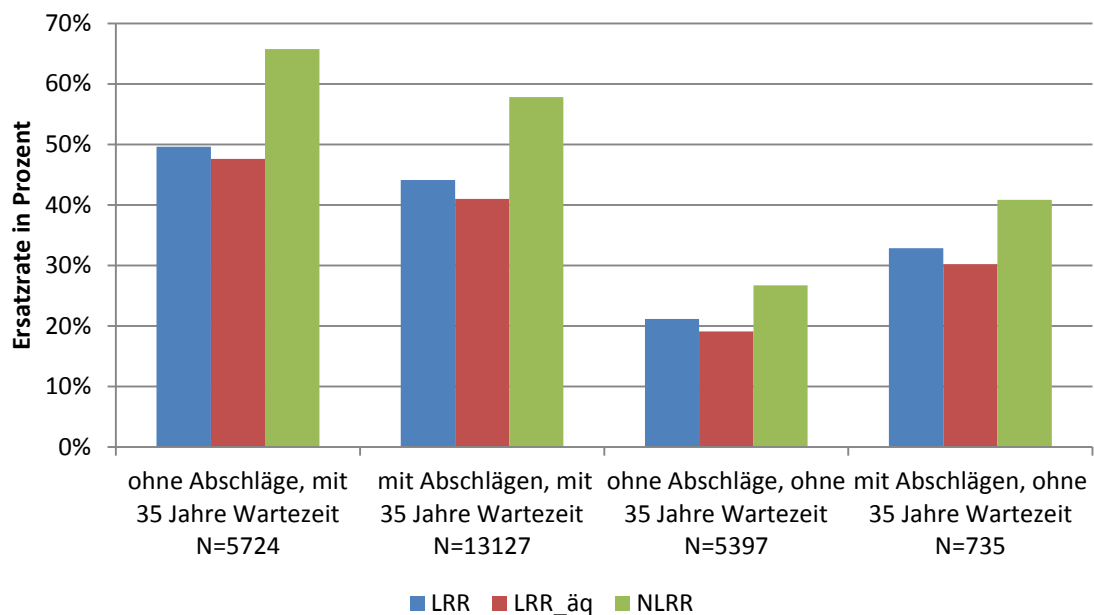
Vergleicht man die Gruppe der Altersrentner mit mindestens 35 Versicherungsjahren mit der Gruppe derjenigen, die mit mindestens 35 Versicherungsjahren mit **Abschlägen** vorzeitig in Rente gegangen sind, zeigt sich eine deutliche Differenz in der Ersatzrate. Versicherte mit Rentenabschlägen weisen im Durchschnitt eine um 5,5 Prozentpunkte niedrigere *LRR* sowie eine um 7,7 Prozentpunkte niedrigere *NLRR* auf (vgl. Abbildung 2.6). Beide Gruppen unterscheiden sich nur wenig in ihrer Beitragsdauer. Die erste Gruppe ohne Abschläge kann 42,8 Beitragsjahre vorweisen im Vergleich zu 41,2 Beitragsjahren der Gruppe mit Rentenabschlägen.³⁹ Somit ist der Unterschied in den Ersatzraten zum einen auf die Abschläge und zum anderen auf die 1,6 Jahre kürzere Beitragsdauer zurückzuführen.⁴⁰

³⁹ Dabei weist die Gruppe mit den Rentenabschlägen durchschnittlich 38 Abschlagsmonate auf. Sie geht also über drei Jahre früher in Rente als die Gruppe der Regelaltersrentner mit mindestens 35 Versicherungsjahren.

⁴⁰ Renten wegen Alters, die vor Erreichen der Regelaltersgrenze bezogen werden, reduzieren sich pro Monat vorzeitiger Inanspruchnahme um 0,3% (siehe § 77 Abs. 2 Nr. 2 SGB VI).

Unterteilt man die Gruppe mit weniger als 35 Versicherungsjahren in diejenigen Rentner, die mit Abschlägen in Rente gehen, und diejenigen, die ohne Abschläge gehen, zeigt sich eine höhere Ersatzrate für die Personen mit Abschlägen. Dies liegt daran, dass in der Untergruppe ohne Abschläge zu 99,4% die Regelaltersrentner mit Kleinstrenten und kurzen Rentenversicherungsbiografien – im Durchschnitt von nur 16,9 Beitragsjahren – enthalten sind (siehe oben). Die Untergruppe mit weniger als 35 Versicherungsjahren und Abschlägen besteht im Gegensatz dazu vor allem aus weiblichen Versicherten, die die Altersrente für Frauen beziehen (71,6%) und gemäß den Bestimmungen von § 237a SGB VI nach Vollendung des 40. Lebensjahres mehr als 10 Jahre Pflichtbeiträge für eine versicherte Beschäftigung oder Tätigkeit nachweisen müssen. In der Summe verfügt diese Gruppe über 27,0 Beitragsjahren, was sich in entsprechend höheren Ersatzraten niederschlägt.

Abbildung 2.6: Die Lebenszyklusersatzraten nach Wartezeit und Rentenabschlägen



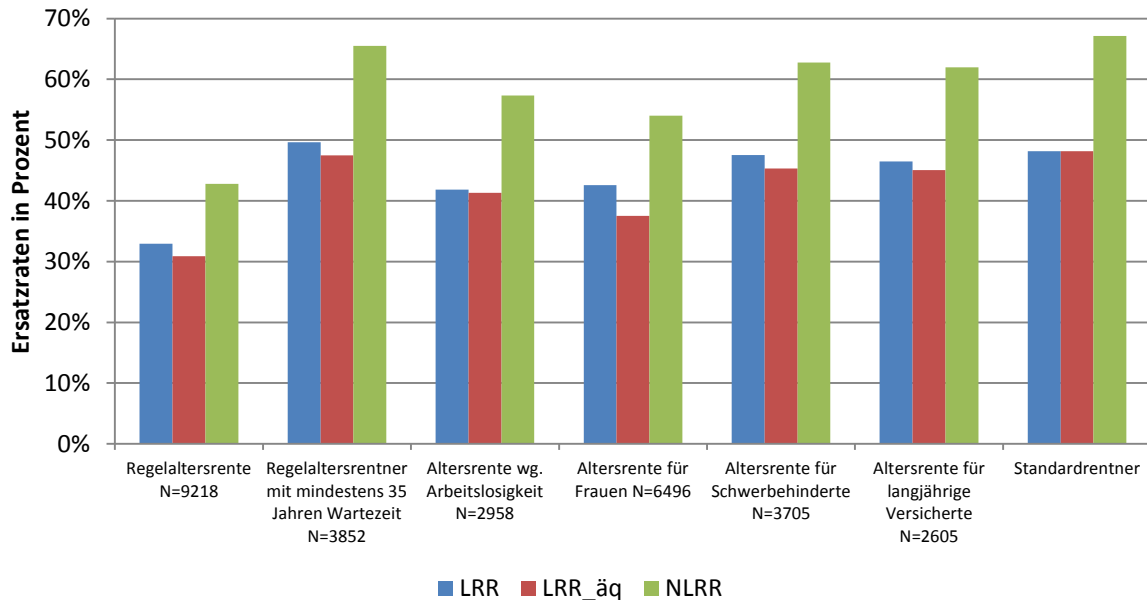
Quelle: FDZ-RV – SUFVVL2010, eigene Berechnungen.

Der nächste Vergleich unterstreicht die Bedeutung der verschiedenen **Rentenarten** für die Ersatzrate (vgl. auch Fachinger und Künemund 2009). Der Datensatz ermöglicht die Berechnung der Ersatzraten für fünf Rentenarten wegen Alters: Regelaltersrente (§§ 35 und 235 SGB VI), Altersrente wegen Arbeitslosigkeit oder nach Altersteilzeitarbeit (§ 237 SGB VI), Altersrente für Frauen (§ 237a SGB VI), Altersrente für Schwerbehinderte (§§ 37 und 236a SGB VI) und Altersrente für langjährige Versicherte (§§ 36 und 236 SGB VI) (vgl. Abbildung 2.7).⁴¹ Regelaltersrentner weisen die niedrigsten Ersatzraten auf. Betrachtet man jedoch die Regelaltersrentner mit mindestens 35 Versicherungsjahren, sind die höchsten Ersatzraten feststellbar. Auch die Altersrente für schwerbehinderte Menschen weist noch

⁴¹ Im Datensatz ist mit der Altersrente für langjährig unter Tage beschäftigte Bergleute (§ 40 SGB VI) theoretisch eine weitere Rentenart erfasst. Insgesamt wird jedoch nur ein Versicherter unter dieser Kategorie ausgewiesen, die aus diesem Grund unberücksichtigt bleiben soll.

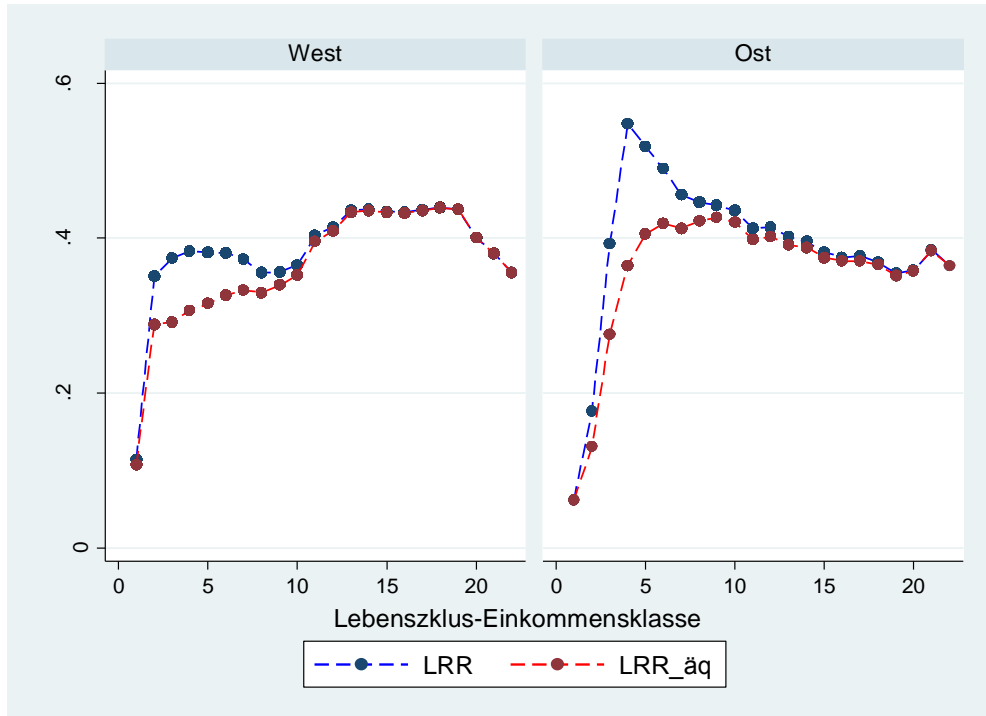
eine Ersatzrate von 47,6% auf, die auf dem Niveau des Standardrentners liegt. Daneben verfügen die Altersrentner wegen Arbeitslosigkeit und Rentnerinnen mit einer Altersrente für Frauen beide über ein *LRR* von ca. 42%. Die Frauen profitieren dabei überproportional stark von nicht beitragsbezogenen Leistungen der Rentenversicherung, was man anhand des Vergleichs der *LRR* mit der äquivalenzbezogenen Lebenszyklusersatzrate *LRR_äq* sieht.

Abbildung 2.7: Lebenszyklusersatzraten nach Rentenart



Quelle: FDZ-RV – SUFVVL2010, eigene Berechnungen.

Die Analyse der **Lebenszyklusersatzraten nach Einkommensklassen** zeigt, dass in den alten Bundesländern niedrigere Einkommensklassen über eine geringere *LRR_äq* verfügen (vgl. Abbildung 2.8). Mit Blick auf die *LRR* erkennt man, dass dieser Abstand zum Teil durch nicht beitragsbezogene Entgeltpunkte ausgeglichen werden kann. Im Gegensatz dazu weisen Versicherte in den neuen Bundesländern ab einem Lebenseinkommen von über 10.000€ pro Jahr relativ stabile *LRR_äq* auf. Ein positiver Zusammenhang zwischen der Einkommensgröße und der Ersatzrate lässt sich, mit Ausnahme für sehr geringe Jahreseinkommen, nicht feststellen. Auch im Beitrittsgebiet profitieren vornehmlich niedrige Einkommensklassen von den nicht beitragsbezogenen Entgeltpunkten und weisen deshalb die höchsten *LRR* auf. Insgesamt zeigt sich in Ostdeutschland für höhere Einkommensklassen eher ein negativer Zusammenhang zwischen Einkommensklasse und *LRR*. Die Unterschiede lassen sich durch den ungleichen Zusammenhang zwischen Beitragsjahren und durchschnittlichen Lebenszykluseinkommen in Ost und West erklären, auf den in Kapitel 2.4 genauer eingegangen wird.

Abbildung 2.8: Lebenszyklusersatzrate nach Einkommensklassen

Die Einkommensklassen reichen in 2.500€/Jahr Schritten von Einkommensklasse 1 (2.500€/Jahr – 5.000€/Jahr) bis Einkommensklasse 22 (55.000€/Jahr – 57.500€/Jahr).

Quelle: FDZ-RV – SUFVVL2010, eigene Berechnungen.

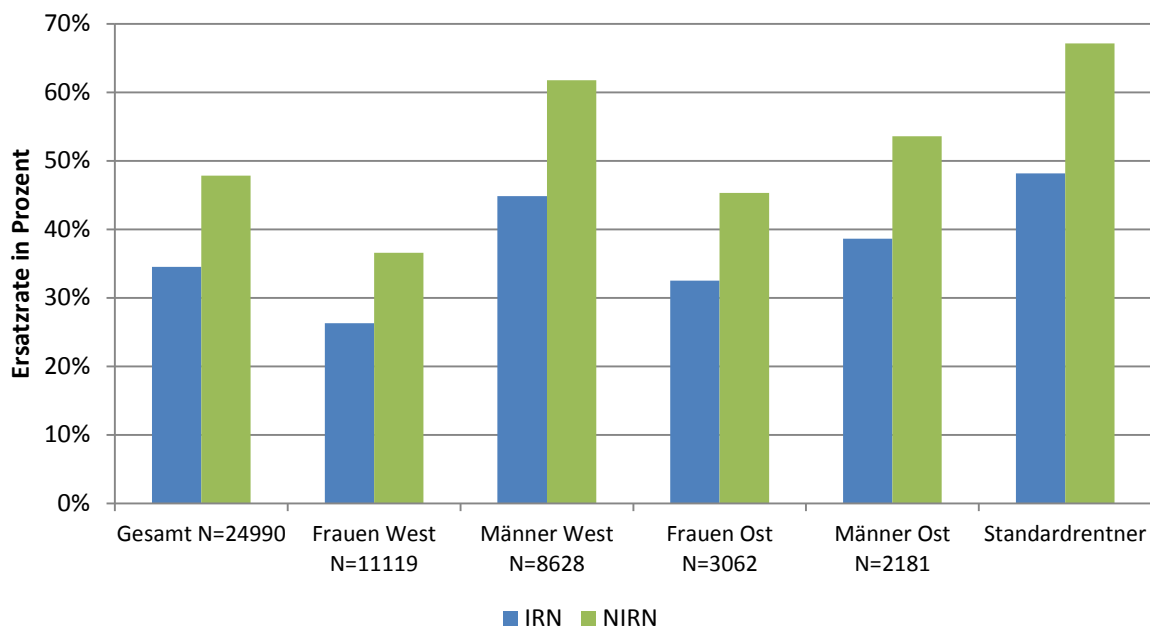
2.3.3 Das Individuelle Rentenniveau

Das individuelle Rentenniveau spiegelt die Einkommensposition der betrachteten Gruppen und damit die bekannten Unterschiede in den Rentenhöhen wider (vgl. Deutsche Rentenversicherung 2013). Im Durchschnitt erreichen die Versicherten des Rentenzugangs 2010 ein individuelles Rentenniveau von 34,5%.⁴² Männer in den alten Bundesländern können mit den höchsten Rentenzahlungen und damit mit dem höchsten IRN-Wert rechnen (vgl. Abbildung 2.9). Die gesetzliche Bruttorente entspricht für diese Gruppe 44,8% des Durchschnittsentgelts. Am anderen Ende der Skala befinden sich die westdeutschen Frauen mit einem individuellen Rentenniveau von lediglich knapp 26,3%. In den neuen Bundesländern sind die geschlechtsspezifischen Unterschiede weniger stark ausgeprägt aber dennoch vorhanden. Das individuelle Rentenniveau ostdeutscher Männer liegt bei 38,6% im Vergleich zu knapp 32,5% der ostdeutschen Frauen. Wie zu erwarten, zeigen sich im interpersonellen Vergleich zwischen den Gruppen größere Differenzen gegenüber dem intertemporalen Vergleich innerhalb der einzelnen Gruppen. Mit Blick auf den Standardrentner wird noch einmal deutlich, dass es sich um eine fiktive Erwerbsperson handelt, die sich nicht am Durchschnitt der Bevölkerung orientiert, sondern an den Gruppen

⁴² Dieser Wert für Deutschland deckt sich mit dem Wert für den „Median-Arbeiter“ für die USA, basierend auf HRS Daten, mit einem individuellen Rentenniveau von 33% (vgl. Mitchell und Phillips 2006).

mit durchgängigen Erwerbsbiografien. Das in Form der *IRN* und *NIRN* gemessene interpersonelle Versorgungsniveau des Standardrentners liegt deutlich über dem aller anderen betrachteten Gruppen. Lediglich die Gruppe der westdeutschen Männer weist ein ähnlich hohes Versorgungsniveau auf. Allerdings muss berücksichtigt werden, dass in den Durchschnittswerten auch Kleinstrenten mit einer sehr kurzen Erwerbszeit (z. B. Beamte mit kurzen Zeiten der versicherungspflichtigen Beschäftigung) enthalten sind. Deshalb muss der Wert der *IRN* mit Vorsicht interpretiert werden. Betrachtet man die Einkommensposition von Personen mit einer vollständigen Erwerbsbiografie in der GRV, ist der Abstand zum Standardrentner gar nicht mehr so groß. So beträgt die *IRN* für Altersrentner mit mindestens 40 Beitragsjahren im Durchschnitt 44,7%.

Abbildung 2.9: Das individuelle Rentenniveau



Quelle: FDZ-RV – SUFVVL2010, eigene Berechnungen.

2.4 Ersatzraten und erwerbshistorische Charakteristika

Im folgenden Abschnitt wird der Frage nachgegangen, inwieweit die Ersatzraten mit erwerbshistorisch relevanten Parametern wie z. B. der Kinderzahl oder den Beitragsjahren zusammenhängen. Im Gegensatz zu Kapitel 2.3 werden dabei die verschiedenen Charakteristika gleichzeitig in insgesamt drei verschiedene Modelle integriert. Aufgrund der Stichprobenselektion bei klassischen Ersatzraten erfordern die gängige Bruttoersatzrate mit ihrem Selektionsproblem und die Lebenszyklusersatzrate ohne Selektionsproblem unterschiedliche Methoden.

Die Auswertung des Datensatzes hat gezeigt, dass sich die **Bruttoersatzrate BRR1** nur für ca. die Hälfte der Versicherten berechnen lässt. Darüber hinaus konnte verdeutlicht werden,

dass auch die Verwendung von abweichenden Definitionen des Lohnbezugszeitraums das Selektionsproblem nicht beseitigt. Ein einfacher OLS Ansatz, mit einer Ersatzrate als abhängige Variable, führt bei allen drei Größen *BRR1*, *BRR2* und *BRR3* zu einem Selektionsbias. Aus diesem Grund erscheint auf den ersten Blick die Analyse mit Hilfe des Modells von Heckmann (1979) vielversprechend. Bei genauerer Betrachtung der Ersatzratendefinition erweist sich jedoch auch dieser Ansatz als ungeeignet.⁴³

Im Gegensatz dazu ermöglicht die **Lebenszyklusersatzrate** *LRR* eine lineare OLS Schätzung, da sich diese Ersatzrate, mit Ausnahmen von sieben Fällen, für die gesamte Stichprobe bestimmen lässt. Es liegt kein Selektionsproblem vor. Im Folgenden ist die abhängige Variable stets die bisher zentrale Ersatzrate *LRR*. Die unabhängigen Variablen lassen sich Tabelle 2.1 entnehmen. Neben der bisherigen Unterscheidung zwischen neuen und alten Bundesländern sowie Frauen und Männern finden sich weitere Dummyvariablen in der Regressionsgleichung. Die Dummyvariable *verheiratet* nimmt den Wert 1 an, wenn der Versicherte zum Zeitpunkt des Rentenanspruchs verheiratet war. Die Dummyvariable „abschlag“ zeigt an, ob der Versicherte mit oder ohne Abschläge in Rente gegangen ist. Des Weiteren enthält die Schätzung zwei Kontrollvariablen: zum einen für die Summe nicht beitragsbezogener Entgeltpunkte für Kindererziehung (*ep_kinder*) und zum anderen für die Summe von Mindestentgeltpunkten bei geringem Arbeitsentgelt (*ep_mindest*). Theoretisch besteht c.p. ein positiver Zusammenhang zwischen der *LRR* und den nicht beitragsbezogenen Leistungen der Rentenversicherung. Daneben soll wie schon in Abschnitt 2.3.2 zwischen den folgenden Formen der Altersrente unterschieden werden: Regelaltersrente mit mindestens 35 Jahren Wartezeit, Regelaltersrente ohne 35 Jahre Wartezeit, Altersrente wegen Arbeitslosigkeit oder nach Altersteilzeitarbeit, Altersrente für Frauen, Altersrente für Schwerbehinderte und Altersrente für langjährige Versicherte. Für die letzten fünf dieser Rentenarten wird jeweils ein Dummy in die Regression integriert. Alle Ergebnisse bzgl. der Rentenart sind relativ zur Regelaltersrente mit mindestens 35 Jahren Wartezeit zu interpretieren. Die Ergebnisse aus Kapitel 2.3 haben gezeigt, dass der Effekt des Geschlechts sich grundlegend zwischen Versicherten der neuen und der alten Bundesländer unterscheidet. Aus diesem Grund berechnen wir die Regression separat für Personen aus West- und Ostdeutschland. Fehlinterpretationen aufgrund einer Mischung des Geschlechtereffekts in beiden Regionen können so vermieden werden.

⁴³ Für die Schätzung des Heckmann Modells benötigt man eine sogenannte „Exclusion Restriction“, eine Variable, die einen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit hat, dass sich die Ersatzrate für den Versicherten berechnen lässt, die Höhe der Ersatzrate jedoch nicht beeinflusst. Die Ersatzraten *BRR1*, *BRR2* und *BRR3* können nur berechnet werden, wenn die entsprechende Lohngröße im Nenner vorhanden ist. Die Tatsache, ob sich für den Versicherten eine Lohngröße bestimmen lässt, hat auch direkten Einfluss auf dessen Rentenansprüche und damit auf die Höhe der Ersatzrate. Die Rente im Zähler der Ersatzrate ist mit sämtlichen Lohngrößen in den einzelnen Erwerbsjahren korreliert. Aus diesem Grund findet sich in dem verwendeten Datensatz keine geeignete Variable, die zwar auf der einen Seite Einfluss auf die Tatsache hat, ob die benötigte Lohngröße vorliegt, aber auf der anderen Seite die Höhe der Ersatzrate nicht beeinflusst. Das Selektionsproblem kann mithin nicht einfach durch den Heckmann-Ansatz gelöst werden.

Tabelle 2.1: Kontrollvariablen der drei OLS Modelle

Variable	Bedeutung	Modell
weiblich (d)	Nimmt für weibliche Beobachtungen den Wert eins an.	(1)
ep_kinder	Summe der Entgeltpunkte für Kindererziehung.	(1)
ep_mindest	Summe der Mindestentgeltpunkte bei geringem Arbeitsentgelt.	(1)
abschlag (d)	Nimmt den Wert eins an, wenn der Versicherte mit Abschlägen in den Ruhestand geht.	(1)
verheiratet (d)	Nimmt den Wert eins an, wenn der Versicherte zum Zeitpunkt des Rentenanspruchs verheiratet war.	(1)
Rentenart: Referenzpunkt immer Regelaltersrente mit mindestens 35 Jahren Wartezeit		
regelaltersrente_ohne_W (d)	Gleich eins bei Regelaltersrente ohne 35 Jahre Wartezeit.	(1)
rente_arbeitslos (d)	Gleich eins bei Altersrente wegen Arbeitslosigkeit oder nach Altersteilzeit.	(1)
rente_frauen (d)	Gleich eins bei Altersrente für Frauen.	(1)
rente_schwerbehindert (d)	Gleich eins bei Altersrente für schwerbehinderte Menschen.	(1)
rente_langjährig (d)	Gleich eins bei Altersrente für langjährig Versicherte.	(1)
durchschnittliches_lebensek (d)	Durchschnittliches Lebenseinkommen in tausend Euro.	(1)+(2)
beitragsjahre	Beitragsjahre, in denen beitragsbezogene Entgeltpunkte erworben wurden.	(1)+(2)+(3)

Dummyvariablen sind mit einem (d) gekennzeichnet.

Quelle: eigene Darstellung.

Die Analyse erfolgt anhand von **drei verschiedenen Modellspezifikationen**. *Modell (1)* beschreibt die Korrelation zwischen der *LRR* und den bisher erwähnten Kontrollvariablen. Da es sich bei der abhängigen Variable um eine Ersatzrate und damit um das Verhältnis von Rentenbezug zu durchschnittlichem Lebenseinkommen handelt ($LRR = r_t / ay$), ist aus *Modell (1)* nicht ohne Weiteres ersichtlich, ob ein Effekt über die Rentengröße im Zähler oder die Lohngröße im Nenner getrieben wird.

Modell (2) begegnet diesem Problem, indem das durchschnittliche Lebenszykluseinkommen (ay) als zusätzliche Kontrollvariable integriert wird. Unter Konstanthaltung der Lohngröße im Zähler der *LRR* ist eine unterschiedliche Interpretation der bisher verwendeten Kontrollvariablen aus *Modell (1)* möglich. Alle Effekte beziehen sich nun auf Individuen mit dem gleichen Lebenszykluseinkommen. In diesem Zusammenhang sei darauf hingewiesen, dass Versicherte mit dem gleichen Lebenszykluseinkommen nach wie vor höchst unterschiedliche Ersatzraten aufweisen können und dass sich die *LRR* keineswegs ausschließlich über die Lohngröße erklären lässt.⁴⁴

Modell (3) kontrolliert zusätzlich noch für die Anzahl der Beitragsjahre D . Gemäß Kapitel 2.2 ist von einem starken positiven linearen Zusammenhang auf die *LRR* auszugehen (vgl.

⁴⁴ Das korrigierte R^2 steigt bei der Analyse westdeutscher Versicherter nur marginal von 0,4437 in *Modell (1)* auf 0,4438 in *Modell (2)*. Bei den ostdeutschen Versicherten steigt das korrigierte R^2 von 0,3693 auf 0,4406.

Formel (4) und (5)). Es ist daher nicht verwunderlich, dass sich das R^2 im Gegensatz zu den Modellen (1) und (2) mehr als verdoppelt. Die Spezifikation in Modell (3) dient vor allem dazu, den Effekt der nicht beitragsbezogenen Leistungen der Rentenversicherung (ep_kinder , $ep_mindest$) zu quantifizieren. So ist z. B. anzunehmen, dass (zumindest im Westen) ein negativer Zusammenhang zwischen der Anzahl der Kinder und der Anzahl der Beitragsjahre besteht (siehe Abbildung 2.8). Die Kontrolle der Beitragsjahre ermöglicht es, den in der Theorie positiven Effekt von nicht beitragsbezogenen Entgeltpunkten auf die LRR isoliert zu betrachten. Die nachfolgenden Ergebnisse zeigen die Korrelationen zwischen der abhängigen Variablen *LRR* und den Kontrollvariablen der Modelle (1) bis (3).

Tabelle 2.2 zeigt die Ergebnisse der OLS Regressionen für **Westdeutschland**. Ohne die Kontrollvariablen Beitragsjahre und durchschnittliches Lebenseinkommen in Modell (1), weisen Frauen eine um einen Prozentpunkt niedrigere Ersatzrate auf. Dieser Effekt schwächt sich leicht auf minus 0,8 Prozentpunkte ab, sobald man für das durchschnittliche Lebenszykluseinkommen in Modell (2) kontrolliert, und er wechselt unter zusätzlicher Berücksichtigung der Beitragsjahre in Modell (3) das Vorzeichen. Frauen weisen hier eine um einen Prozentpunkt höhere Ersatzrate auf, was wiederum die Vermutung bestätigt, dass Frauen vor allem aufgrund einer geringeren Beitragsdauer über ein schlechteres Versorgungsniveau im Alter verfügen. Führt man sich die Definition der *LRR* in Gleichung (4) und (5) vor Augen, erscheint der starke Zusammenhang zwischen Beitragsjahren und *LRR* nicht überraschend. Die Ersatzrate steigt pro Beitragsjahr um einen Prozentpunkt.⁴⁵

Vergleicht man die Stärke der Effekte der verschiedenen **Rentenarten** zwischen Modell (1) und (3) wird deutlich, dass auch hier vor allem die Beitragsdauer eine entscheidende Rolle spielt. Die Korrelation nimmt unter Berücksichtigung der Beitragsjahre von Modell (1) bis Modell (3) ab. Insbesondere Regelaltersrentner mit weniger als 35 Jahren Wartezeit weisen signifikant niedrigere Ersatzraten auf, wobei sich die Differenz von über 28 Prozentpunkten unter Berücksichtigung der Beitragsjahre auf minus 5,2 Prozentpunkte abschwächt. Tendenziell liegen auch bei der Altersrente wegen Arbeitslosigkeit oder der Altersrente für Frauen niedrigere Ersatzraten vor, während Altersrente für langjährige Versicherte mit einer höheren Ersatzrate einhergeht als die Regelaltersrente mit mindestens 35 Versicherungsjahren.

Es lässt sich auch ein negativer Effekt der **Rentenabschläge** beobachten. Dieser Zusammenhang kommt wenig überraschend, da Abschläge zum einen die Rentenzahlungen im Zähler reduzieren und zum anderen mit einem verfrühten Renteneintritt und damit tendenziell kürzeren Beitragszeiten einhergehen. Unter Kontrolle der Beitragsjahre in Modell (3) kann der Abschlagseffekt isoliert betrachtet werden und fällt entsprechend niedriger aus.

⁴⁵ Dieser Wert deckt sich mit den Berechnungen in Fußnote 17.

Im Gegensatz dazu erhöht sich die Ersatzrate durch **nicht beitragsbezogene Entgeltpunkte** für Kindererziehung und Mindestentgeltpunkte bei geringem Arbeitsentgelt. Wie bereits vermutet, zeigt sich der größte positive Effekt der Entgeltpunkte für Kindererziehung erst bei der Kontrolle für die Summe an Beitragsjahren in Modell (3).

Tabelle 2.2: OLS Schätzungen für die alten Bundesländer

	(1)	(2)	(3)
weiblich (d)	-0.010*** (0.003)	-0.008*** (0.003)	0.010*** (0.003)
ep_kinder	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.012*** (0.001)
ep_mindest	0.028*** (0.001)	0.029*** (0.001)	0.019*** (0.001)
abschlag (d)	-0.052*** (0.005)	-0.052*** (0.005)	-0.038*** (0.004)
verheiratet (d)	-0.027*** (0.002)	-0.027*** (0.002)	-0.025*** (0.002)
regelaltersrente_ohne_W (d)	-0.279*** (0.003)	-0.277*** (0.003)	-0.052*** (0.004)
rente_arbeitslos (d)	-0.014** (0.006)	-0.016*** (0.006)	-0.013** (0.005)
rente_frauen (d)	-0.043*** (0.006)	-0.043*** (0.006)	-0.030*** (0.005)
rente_schwerbehindert (d)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	0.008** (0.004)
rente_langjährig (d)	0.025*** (0.006)	0.025*** (0.006)	0.017*** (0.005)
durchschnittliches_lebensek (d)		0.0003*** (0.0001)	-0.002*** (0.0001)
beitragsjahre			0.010*** (0.0001)
Konstante	0.505*** -0.003	0.495*** -0.005	0.129*** -0.006
Beobachtungen	19593	19593	19593

Standardabweichung in Klammern

* Signifikant bei 10%; **signifikant bei 5%; ***signifikant bei 1%

Quelle: eigene Berechnungen.

Tabelle 2.3 zeigt die Ergebnisse der gleichen Modellspezifikationen (1) bis (3) für **Ostdeutschland**. Unabhängig vom durchschnittlichen Lebenseinkommen weisen Frauen eine um fünf Prozentpunkte geringere Ersatzrate auf. Im Gegensatz zu den alten Bundesländern bleibt diese negative Korrelation auch bei Kontrolle der Beitragsjahre in Modell (3) bestehen. Der negative Effekt beträgt hier allerdings nur noch 3,3 Prozentpunkte.

Genauso wie für Westdeutschland besteht auch für Ostdeutschland über alle Modelle hinweg ein negativer Zusammenhang zwischen Lebenszyklusersatzrate und einer

vorzeitigen Verrentung unter Rentenabschlägen. Darüber hinaus verfügen in beiden Teilen Deutschlands Versicherte, die zum Rentenantragszeitpunkt verheiratet waren, über eine geringere Ersatzrate. Die Richtung des Effekts erscheint plausibel, da ein Haushalt nicht die doppelten Ressourcen benötigt um eine weitere Person zu versorgen („*economies of scale*“) (vgl. Smith 2003 sowie LaRochelle-Côté et al. 2008). Bei der Unterscheidung der einzelnen Rentenarten lässt sich wie im Westen ein stark von der Beitragsdauer getriebener Effekt beobachten. Unter Berücksichtigung der Beitragsdauer in Modell (3) lassen sich nur noch relativ kleine Effekte unter zwei Prozentpunkten beobachten. Im Detail ist der Effekt bei Regelaltersrentnern mit weniger als 35 Jahren Wartezeit, bei Altersrentnern wegen Arbeitslosigkeit oder Altersteilzeitarbeit und bei Frauen die die Altersrente für Frauen in Anspruch nehmen leicht negativ. Die Ersatzraten sind also im Vergleich zum Regelaltersrentner mit mindestens 35 Jahren Wartezeit geringer. Der Effekt bei Altersrente wegen Schwerbehinderung ist hingegen leicht positiv. Die Korrelation zwischen nicht beitragsbezogenen Entgeltpunkten ist wie im Westen positiv. Dabei ist der positive Effekt für Entgeltpunkte aus Kindererziehungszeiten im Osten höher, während der Effekt von Mindestentgeltpunkten bei geringem Arbeitsentgelt im Westen höher liegt. Der positive Zusammenhang für ein zusätzliches Beitragsjahr liegt wie im Westen bei einem Prozentpunkt.

In Bezug auf das Zusammenspiel zwischen Beitragsjahren und durchschnittlichem Lebenszykluseinkommen lässt sich ein interessanter Unterschied zwischen den alten und den neuen Bundesländern feststellen. In den alten Bundesländern besteht eine starke positive Korrelation zwischen beiden Größen, in den neuen Bundesländern sind Einkommen und Beitragsdauer dagegen nur schwach negativ korreliert.⁴⁶ Mit anderen Worten verfügen im Westen insbesondere die Versicherten mit einem langen aktiven Erwerbsleben (und damit mit einer tendenziell hohen Ersatzrate) über ein hohes durchschnittliches Einkommen, während sich im Osten kein eindeutiger Zusammenhang feststellen lässt (vgl. Abbildung 2.8). Der geringe positive Effekt des durchschnittlichen Lebenszykluseinkommens in Modell (2) für Westdeutschland wird daher vor allem durch den positiven Zusammenhang zwischen Lebenszykluseinkommen und Beitragsjahren getrieben. Modell (3) ermöglicht eine isolierte Betrachtung des Einkommenseffekts, der sich unter Berücksichtigung der Beitragsjahre als negativ herausstellt.

In den neuen Bundesländern weisen beide Modelle einen negativen Einfluss auf. Die Effektstärke ändert sich aufgrund der nur sehr schwachen Korrelation mit den Beitragsjahren lediglich marginal und liegt mit minus 0,30 Prozentpunkten ungefähr doppelt so hoch wie im Westen mit minus 0,16 Prozentpunkten. Die sehr geringen Effektgrößen verdeutlichen, dass das Lebenszykluseinkommen für sich genommen eine eher untergeordnete Rolle in Bezug

⁴⁶ Die Korrelation zwischen durchschnittlichem Lebenszykluseinkommen und der Summe der Beitragsjahre beträgt im Westen +0,4 im Gegensatz zu lediglich -0,006 in den neuen Bundesländern.

auf die Höhe der *LRR* spielt (vgl. Formel (2) bis (5)). Die Ersatzrate bestimmt sich vor allem über die Beitragsdauer und nicht über die Einkommensposition.

Tabelle 2.3: OLS Schätzungen für die neuen Bundesländer

	(1)	(2)	(3)
weiblich (d)	-0.050*** (0.004)	-0.050*** (0.004)	-0.033*** (0.003)
ep_kinder	0.019*** (0.001)	0.016*** (0.001)	0.018*** (0.001)
ep_mindest	0.020*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.012*** (0.001)
abschlag (d)	-0.032*** (0.006)	-0.041*** (0.006)	-0.028*** (0.004)
verheiratet (d)	-0.011*** (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.006*** (0.002)
regelaltersrente_ohne_W (d)	-0.210*** (0.005)	-0.219*** (0.005)	-0.012** (0.005)
rente_arbeitslos (d)	-0.038*** (0.007)	-0.038*** (0.007)	-0.020*** (0.005)
rente_frauen (d)	-0.025*** (0.007)	-0.029*** (0.007)	-0.015*** (0.005)
rente_schwerbehindert (d)	0.003 (0.005)	-0.005 (0.005)	0.014*** (0.004)
rente_langjährig (d)	0.008 (0.007)	0.003 (0.007)	0.009 (0.005)
durchschnittliches_lebensek (d)		-0.003*** (0.0001)	-0.003*** (0.0001)
beitragsjahre			0.010*** (0.0002)
Konstante	0.486*** (0.004)	0.588*** (0.005)	0.111*** (0.009)
Beobachtungen	5097	5097	5097

Standardabweichung in Klammern

* Signifikant bei 10%; **signifikant bei 5%; ***signifikant bei 1%

Quelle: eigene Berechnungen.

2.5 Fazit

Ersatzraten werden zum einen bemüht, um das Versorgungsniveau der Versicherten und damit die Fähigkeit einer Rentenversicherung zur Lebensstandardsicherung nach Renteneintritt zu beschreiben, und zum anderen, um die Wirkungen von Rentenreformen zu untersuchen. Die genauere Betrachtung der Situation in Deutschland zeigt, dass Ersteres oft nur in Ansätzen gelingt, da mehrheitlich keine umfassende Betrachtung der gesamten Rentenpopulation vorgenommen wird, sondern lediglich die Situation des Standardrentners

analysiert wird. Ersatzraten für den Standardrentner können die tatsächliche Versorgungssituation der Rentner nur unzureichend beschreiben. In der klassischen Anwartschaftsübersicht der Deutschen Rentenversicherung (getrennt nach Geschlecht sowie neuen und alten Bundesländern) repräsentiert der Standardrentner nicht den Durchschnitt der Rentenpopulation, sondern, wenn überhaupt, die Gruppe der westdeutschen Männer mit einer relativ lückenlosen Erwerbsbiografie. Der Erwerbshistorie eines Standardrentners, der 45 Jahre lang immer zum Durchschnittslohn gearbeitet haben soll, wird man in dieser Form in der Realität kaum begegnen. Wichtige Faktoren, wie z. B. steigende Lohnprofile und unterbrochene Erwerbsverläufe, bleiben trotz ihrer Bedeutung für die Berechnung von Ersatzraten unberücksichtigt.

Darüber hinaus eignen sich die gängigen Brutto- und Nettoersatzraten, die Rentenbezüge ins Verhältnis zum letzten Lohn setzen, nur bedingt für die Analyse von individuellen Versorgungsniveaus. Die Auswertung der Rentenzugangsdaten der Deutschen Rentenversicherung zeigen, dass sich aufgrund fehlender Lohnbezugsgrößen für fast jeden zweiten Versicherten die klassischen Ersatzraten nicht sinnvoll bestimmen lassen. Eine lückenlose Auswertung der Gesamtheit einer Rentenzugangskohorte ist daher nicht möglich, auch alternative punktuelle Lohnbezugsgrößen können dieses Problem nicht beheben. Vor diesem Hintergrund und mit Blick auf die in der Realität sehr variablen Erwerbsbiografien erscheint es sinnvoll, von den punktuellen Lohnbezugsgrößen klassischer Ersatzraten Abstand zu nehmen. Der Forschungsbeitrag dieses Papiers ist zweiteilig. Erstens wird mit der Lebenszyklusersatzrate eine Größe vorgestellt, mit der sich die Lohnersatzrate der GRV umfassender und weniger störanfällig bestimmen lässt. Aufbauend auf dieser Größe können zweitens relevante Forschungsfragen bzgl. der Lohnersatzfunktion der gesetzlichen Rente beantwortet werden.

Konkret werden bei der Lebenszyklusersatzrate die Rentenbezüge eines Versicherten in Relation zum beitragspflichtigen, mit der Lohnzuwachsrate des Durchschnittsentgelts indexierten, Durchschnittseinkommen des Versicherten über sein aktives Erwerbsleben betrachtet. Die Lebenszyklusersatzrate berücksichtigt somit sowohl bei den Rentenzahlungen im Zähler als auch bei der Lohngröße im Nenner die gesamte Erwerbsbiografie eines Neurentners. Die Ersatzrate ist dadurch weniger störanfällig gegenüber Einkommensschwankungen, die gerade kurz vor Renteneintritt nicht ungewöhnlich sind. Fehlinterpretationen bei Ersatzraten jenseits von 100% können so vermieden werden. Daneben liefert das individuelle Rentenniveau wichtige Hinweise auf die absolute Wohlstandsposition der Rentner.

Die Auswertung der Ersatzraten der Zugangsrentner aus dem Jahr 2010 zeigt, dass auch 20 Jahre nach der Wiedervereinigung gravierende Unterschiede zwischen den neuen und alten Bundesländern bestehen, da die Erwerbsbiografien der Zugangsrentner des Jahres 2010 noch deutlich von den Unterschieden zwischen der Bundesrepublik und der DDR geprägt

sind. Insbesondere westdeutsche Frauen verfügen aufgrund von geringen Beitragszeiten sowie eines unterdurchschnittlichen Verdienstes während ihres Erwerbslebens sowohl in relativer als auch in absoluter Hinsicht über ein geringes Versorgungsniveau. Auf der anderen Seite profitieren in erster Linie weibliche Versicherte von nicht auf Beiträgen basierenden Rentenleistungen wie Entgeltpunkten wegen Kindererziehung oder Mindestentgeltpunkten bei geringem Arbeitsentgelt. Diese nicht beitragsbezogenen Leistungen der Rentenversicherung verbessern das Versorgungsniveau der Frauen gemessen an der Lebenszyklusersatzrate um durchschnittlich 4,5 Prozentpunkte im Gegensatz zu nur 0,2 Prozentpunkten bei Männern.

Betrachtet man den Durchschnitt aller Versicherten (in den verschiedenen Gruppen), dann reicht keine Ersatzrate an die des Standardrentners heran. In diesem Durchschnitt sind jedoch immer Rentner enthalten, für die die gesetzliche Rente gar keine Versorgungsfunktion wahrnehmen soll (z. B. ehemalige Beamte und Selbständige). Betrachtet man im Gegensatz dazu Rentner, die ihr gesamtes Erwerbsleben in der GRV waren und folglich die gesetzliche Rente einen relevanten Anteil der Altersversorgung ausmacht, sind die Ersatzraten im Vergleich zum Standardrentner sehr ähnlich.

Die Höhe der Ersatzrate des Standardrentners wird aufgrund der allmählichen Senkung des Rentenniveaus in der Zukunft tendenziell rückläufig sein. Bedingt durch die steigende Erwerbsbeteiligung der Frauen sowie der Älteren und den Anstieg des durchschnittlichen Renteneintrittsalters treten jedoch für künftige Versichertenkohorten, anders als beim Standardrentner, auch gegenläufige Effekte auf. Ein Rückgang der Ersatzraten ist hier keinesfalls zwingend. Die gegenwärtigen Trends auf dem deutschen Arbeitsmarkt sprechen somit dafür, dass sich für einige Versichertengruppen die Lücke der Ersatzrate zu der des Standardrentners schließen wird. Für bestimmte Versichertengruppen könnte die Ersatzrate die des Standardrentners in Zukunft sogar deutlich übersteigen. Aus politischer Sicht ist dies überaus bedeutsam im Hinblick auf die Kommunikation zwischen der GRV und den Versicherten. Der vielfach erweckte Eindruck eines unvermeidlichen Absinkens der Ersatzrate erweist sich bei näherer Betrachtung als irreführend, da gegenläufige Trends unberücksichtigt bleiben, wenn man nur das Rentenniveau des Standardrentners betrachtet.

Unter der Berücksichtigung verschiedener erwerbshistorisch und sozioökonomisch bedeutsamer Parameter ergibt sich ein komplexes Bild. Für neue und alte Bundesländer gilt, dass sich die zum Teil gravierenden Unterschiede in den Ersatzratenniveaus verschiedener Altersrentenarten in erster Linie auf die unterschiedlichen durchschnittlichen Beitragszeiten der Versicherten in den einzelnen Rentenarten zurückführen lassen. Daneben wird die positive Korrelation nicht beitragsbezogener Entgeltpunkte mit der Ersatzrate der Frauen deutlich. Im Westen besteht ein starker positiver Zusammenhang zwischen Beitragsdauer und durchschnittlichem Lebenszykluseinkommen. Versicherte mit hohem Durchschnittseinkommen verfügen nicht nur über ein überdurchschnittliches individuelles

Rentenniveau, sondern aufgrund der längeren Beitragsjahre auch über die höheren Lebenszyklusersatzraten. Im Osten ist diese starke positive Korrelation nicht zu beobachten, entsprechend findet sich auch keine so starke Polarisierung der Ersatzraten nach dem durchschnittlichen Lebenszykluseinkommen.

Das Konzept der Ersatzrate besticht in erster Linie durch seinen intuitiven Charakter. Versicherte sollen in die Lage versetzt werden, ihr zukünftiges Versorgungsniveau durch nur eine Kennzahl besser abschätzen zu können. Bedingt durch das Fehlen einer einheitlichen Definition bietet der Begriff jedoch auch immer Interpretationsspielraum. In der Konsequenz erscheint es unabdingbar, jeder Ersatzratenanalyse eine klare Definition vorwegzustellen, um eventuelle Fehlinterpretationen zu vermeiden.

Die Ergebnisse zeigen, dass sich eine Beurteilung der Rentenpolitik nicht nur an der Ersatzrate des Standardrentners orientieren sollte, da diese nur ein verzerrtes Bild des tatsächlichen Versorgungsniveaus in Deutschland liefert. Die Ersatzrate wird in erster Linie von der Beitragsdauer bestimmt. Eine auskömmliche Ersatzrate kann letztlich nur durch eine lückenlose Erwerbsbiografie erreicht werden. Der Staat versucht zu Recht – und wie gezeigt durchaus wirkungsvoll – durch flankierende Regelungen, z. B. Entgeltpunkte für Kindererziehung, dafür zu sorgen, dass notwendige Unterbrechungen im Erwerbsverlauf keine zu tiefen Spuren in Form einer niedrigen Ersatzrate hinterlassen. Die großen Unterschiede zwischen den Frauen in Ost und West lassen jedoch darauf schließen, dass vor allem gesellschaftliche Normen sowie Beschäftigungs- und Betreuungsmöglichkeiten die Ersatzrate im Alter bestimmen.

2.6 Appendix

Appendix A: Die Bedeutung von Lohnprofil und Beitragsdauer

Wie in Abschnitt 2.2.2 beschrieben, bestimmt sich die Höhe einer Ersatzrate vor allem über die **Erwerbsdauer**. Ein längeres Erwerbsleben führt, bei zwei ansonsten identischen Versicherten, prinzipiell immer zu einer höheren Ersatzrate.⁴⁷ Bei der Bruttoersatzrate *BRR* sowie dem individuellen Rentenniveau *IRN* erhöht sich die Rentenzahlung im Zähler von Gleichung (1) bzw. Gleichung (7). Die Lebenszyklusersatzrate *LRR* hängt dagegen unmittelbar von der beitragsrelevanten Erwerbsdauer *D* ab (vgl. Gleichung (4)).

Neben der Erwerbsdauer übt auch die Entwicklung des individuellen beitragspflichtigen Einkommens von Beginn bis zum Ende des Erwerbslebens (**Einkommensprofil**) einen entscheidenden Einfluss auf die Ersatzraten aus. Ein typisches individuelles Einkommensprofil weist ein mit dem Alter relativ zum Durchschnittsentgelt steigendes Einkommen auf. Dies bedeutet, dass auch die Entwicklung der Entgeltpunkte über das Erwerbsleben (Entgeltpunkteprofil) einen steigenden Verlauf hat. Bei der Rentenberechnung ist das gesamte Entgeltpunkteprofil maßgebend. Zur Berechnung der gängigen Ersatzrate *BRR1* wird die nach Maßgabe der Einkommenssituation im gesamten Erwerbsleben berechnete Rente ins Verhältnis zum letzten (höchsten) Jahreseinkommen gesetzt. Deshalb gilt allgemein im deutschen Rentensystem, in dem alle Beitragsjahre für die Rentenhöhe eine Rolle spielen: Je steiler das Einkommensprofil, desto kleiner werden jene Ersatzraten, die nur das beitragspflichtige Einkommen kurz vor der Rente berücksichtigen (*BRR1*, *BRR2*, *BRR3* und *NRR*).

Die Lebenszyklusersatzrate *LRR* ist dagegen unabhängig vom individuellen Einkommensprofil, da zu ihrer Berechnung sowohl zur Ermittlung der Rente im Zähler als auch zur Berechnung des maßgeblichen Erwerbseinkommens im Nenner das gesamte Einkommensprofil herangezogen wird.

Die Grundprinzipien der Abhängigkeit der Ersatzraten von der Erwerbsdauer und der Abhängigkeit der „klassischen Ersatzraten“ vom Einkommensprofil bzw. Entgeltpunkteprofil lassen sich durch eine Typenbetrachtung veranschaulichen.

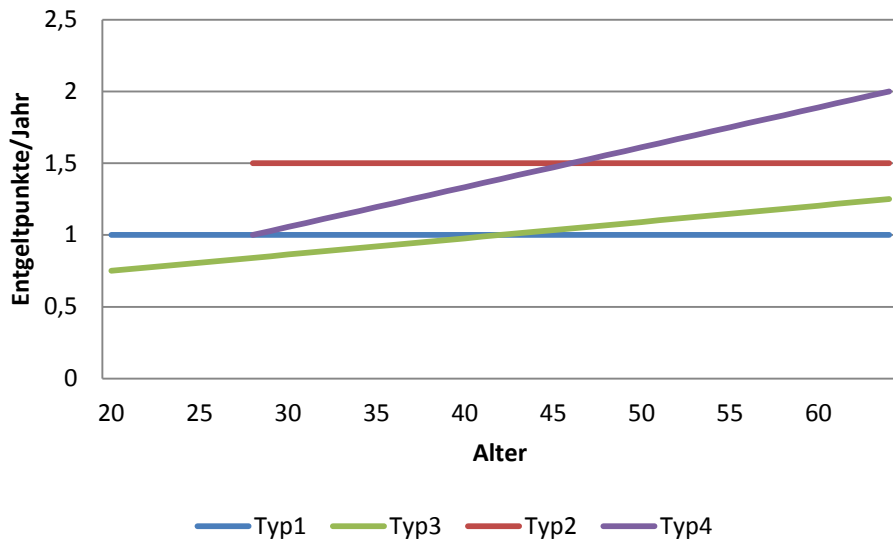
Tabelle 2.4: Beispieltypen

Typ	Annahmen
Typ1 "Standardrentner Arbeiter"	45 Erwerbsjahre immer Durchschnittslohn
Typ2 "Akademiker"	37 Erwerbsjahre immer 150% des Durchschnittslohns
Typ3 "Arbeiter, vom Lehrling zum Meister"	Start bei 75%, Ziel bei 125% des Durchschnittslohns
Typ4 "Akademiker + Lohndynamik"	Start bei 100%, Ziel bei 200% des Durchschnittslohns

Quelle: eigene Darstellung.

⁴⁷ Die Ausnahme bildet die seltene Situation, bei der die Zuwachsrate des Wertes der Rentenansprüche aufgrund eines zusätzlichen Erwerbsjahres geringer ist als die Zuwachsrate des individuellen Einkommens in diesem Jahr.

Abbildung 2.10: Einkommens- bzw. Entgeltpunktbiografien der Beispieltypen



Quelle: eigene Darstellung.

Tabelle 2.5: Ersatzraten für die Beispieltypen

Typ	Typ1	Typ2	Typ3	Typ4
Summe EP	45	55.5	45	55.5
Bruttolohn (2009)	30506	45759	38132	61012
Bruttorente (2010)	14688	18115	14688	18115
BRR1	48.15%	39.59%	38.52%	29.69%
LRR	48.15%	39.59%	48.15%	39.59%
IRN	48.15%	59.38%	48.15%	59.38%
NRR	67.12%	58.96%	55.94%	46.11%

Quelle: eigene Berechnungen.

Tabelle 2.4 beschreibt vier verschiedene Erwerbstypen, die sich in Erwerbsdauer, relativer Einkommensposition sowie Lohnsteigerungen über das Erwerbsleben unterscheiden.⁴⁸ Aus Abbildung 2.10 lässt sich deren Entgeltpunktoprofil über das Erwerbsleben ablesen. In Tabelle 2.5 finden sich die drei dazugehörigen Ersatzraten *BRR1*, *LRR* und *IRN* sowie die gängigste Nettoersatzrate *NRR*, um den Effekt von Steuer- und Sozialabgaben auf Renten- und Lohnzahlungen zu illustrieren. Es wird davon ausgegangen, dass alle vier Erwerbstypen bis zur Regelaltersgrenze arbeiten und ohne Rentenabschläge in den Ruhestand gehen.

Der Arbeiter Typ 1 ist der viel beschriebene Standardrentner. Dieser war 45 Jahre erwerbstätig und hat dabei immer das Durchschnittsentgelt verdient. Bei diesem Versicherten sind, wie in Kapitel 2.2.2.5 beschrieben, alle Ersatzraten, die sich auf Bruttogrößen (*BRR1*, *LRR* und *IRN*) beziehen, identisch. Die Bruttorente entspricht mit 48,2% knapp der Hälfte der jeweiligen Bruttolohnbezugsgröße. Ausgedrückt in der

⁴⁸ Aus Gründen der besseren Vergleichbarkeit wird davon ausgegangen, dass alle Beitragszeiten in den alten Bundesländern erbracht wurden und dass alle Versicherten mindestens ein Kind haben und damit keinen Aufschlag von 0,25 Prozentpunkten in der Pflegeversicherung zu leisten haben.

Nettoersatzrate verfügt der Standardrentner durch die gesetzliche Rente über etwa zwei Drittel (67,1%) seines letzten Nettolohns.

Im Fall des Akademikers, Typ 2, wird der Zusammenhang zwischen Beitragszeit und Ersatzrate deutlich. Die Bruttoersatzrate (*BBR1*) liegt mit 39,6% bei einem vergleichsweise geringen Wert, der sich durch die relativ kurze Beitragsdauer von lediglich 37 Jahren erklären lässt. Aufgrund der geringeren Beitragsdauer *D* liegt auch die Lebenszyklusersatzrate *LRR* bei 39,6%. Die Nettoersatzrate *NRR* ist, wie im Fall des Eckrentners, mit 59,0% deutlich höher als die bruttoeinkommensbezogenen Ersatzraten. Der wichtigste Unterschied zum Standardrentner zeigt sich in der Betrachtung des individuellen Rentenniveaus. Im interpersonellen Einkommensvergleich liegt der Akademiker, aufgrund seiner durchweg überdurchschnittlichen Entlohnung, mit 59,4% deutlich vor dem Arbeiter. Die Betrachtung dieser beiden Archetypen macht deutlich, dass sich anhand von klassischen Ersatzraten (*BBR1* und *NRR*) nur Aussagen über das relative Versorgungsniveau eines Einzelnen treffen lassen. Zur Beantwortung der Frage, ob die betreffende Person über ein über- oder unterdurchschnittliches Einkommen im Alter verfügt, bedarf es der Betrachtung des individuellen Rentenniveaus.

Die Auswirkungen eines steigenden im Vergleich zu einem flachen Einkommensprofil lassen sich anhand der Typen 3 und 4 erläutern. Bei dem Arbeiter, der sich während seines Arbeitslebens vom Lehrling zum Meister hocharbeitet, hier Typ 3, handelt es sich im Grunde um den Standardrentner aus Typ 1 mit Lohndynamik. Analog lehnt sich die Erwerbshistorie von Typ 4 an den Verlauf des Akademikers aus Typ 2 plus Lohndynamik an. In beiden Fällen steht am Ende des Erwerbslebens – verglichen mit dem jeweiligen Typen ohne Lohndynamik – die gleiche Summe an Entgeltpunkten. Der Unterschied besteht in der realitätsnäheren Annahme, dass der einzelne Versicherte in der Regel ein über sein Erwerbsleben steigendes Entgeltprofil durchläuft.⁴⁹ *BBR1* und *NRR* sind dann im Vergleich zum entsprechenden Szenario mit einem durchweg flachen Lohnprofil geringer, da nun die in ihrer Höhe unveränderte Brutto- bzw. Nettorente durch den höchsten während des Erwerbslebens erzielten Brutto- bzw. Nettolohn geteilt wird. Je steiler das Lohnprofil, bei ansonsten identischer Gesamtsumme von Entgeltpunkten am Ende des Erwerbslebens, desto niedriger die individuelle Brutto- bzw. Nettoersatzrate. Das individuelle Rentenniveau sowie die Lebenszyklusersatzrate bleiben hingegen von der Lohndynamik unbeeinflusst.

Mithilfe dieser Beispieltypen lassen sich somit die wichtigsten Zusammenhänge erfassen: Die Erwerbsdauer beeinflusst c.p. alle vier hier vorgestellten Ersatzraten. Dagegen beeinflusst das Entgeltprofil c.p. nur Ersatzraten, bei denen sich die Lohnbezugsgrößen auf ein bestimmtes Erwerbsjahr, in der Regel dem Jahr vor Rentenbezug, beziehen (hier *BBR1* und *NRR*).

⁴⁹ Im Gegensatz zum individuellen steigt das durchschnittliche Einkommensprofil über das Erwerbsleben für eine Gruppe von Versicherten bis in die 40er-Jahre des Lebens an, ist dann bis etwa Mitte 50 konstant und sinkt dann vor allem aufgrund der zunehmenden Verrentung der Gruppenmitglieder (vgl. Abbildung 2.12).

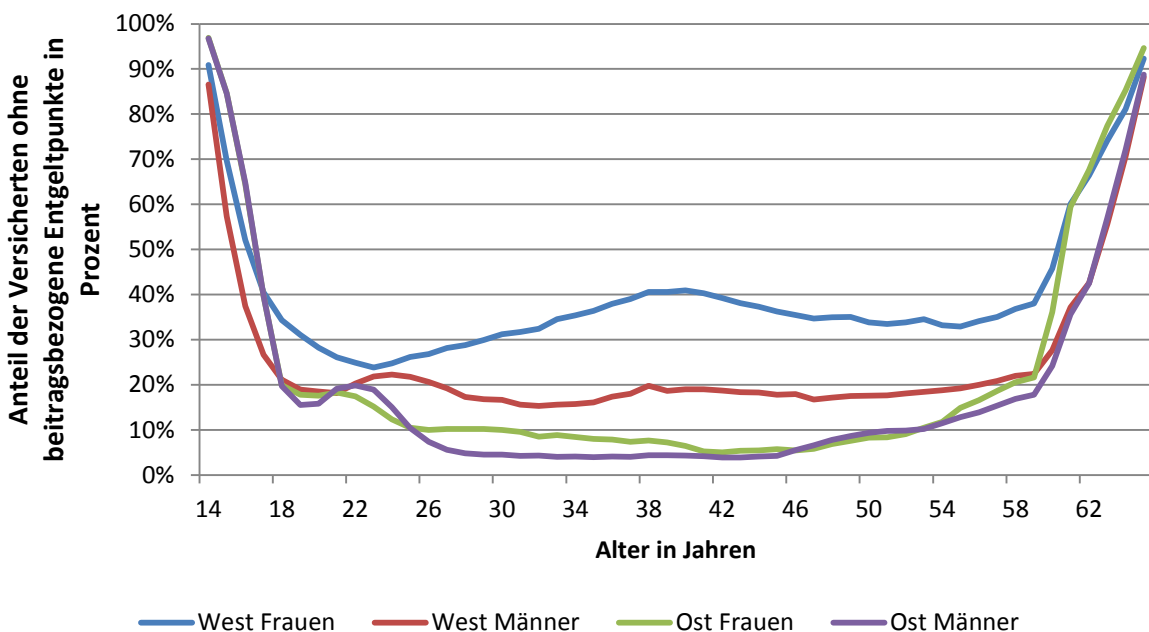
Kapitel 2.2 hat gezeigt, dass es nicht nur „die eine“ Ersatzrate gibt, sondern sich eine Vielzahl von Ersatzraten definieren lassen, die je nach Definition ganz unterschiedliche Werte aufweisen und andere Interpretationen nach sich ziehen. Die Auswahl der geeigneten Ersatzrate hängt letztlich von der zu beantwortenden Fragestellung ab. Für den Standardrentner oder die anderen Erwerbsarchetypen lassen sich alle bisher vorgestellten Ersatzraten berechnen. Im Gegensatz dazu können bei der Auswertung empirischer Daten nie alle Ersatzraten für die gesamte Stichprobe ermittelt werden. Nur bestimmte Ersatzratendefinitionen ohne punktuelle Lohnbezugsgröße lassen die vollständige Analyse heterogener Versichertendaten zu.

Appendix B: Erwerbsbiografien und Einkommensbiografien

Die Höhe der Ersatzraten hängt, wie in Kapitel 2.2 erläutert, entscheidend von der Erwerbs- und Einkommensbiografie ab. Im Folgenden soll daher der Rentenzugang des Jahres 2010 in dieser Hinsicht genauer untersucht werden.⁵⁰

Zunächst werden durchschnittliche **Erwerbsbiografien** betrachtet. Abbildung 2.11 zeigt den Anteil der Versicherten der Rentenzugangskohorte 2010, die in den Kalenderjahren von ihrem 14. bis 65. Geburtstag keinerlei beitragsbezogene Entgeltpunkte erworben haben. Entgeltpunkte wegen Kindererziehung bleiben hier unberücksichtigt. Beispielsweise haben 40% der „West Frauen“ im Kalenderjahr ihres 38. Geburtstages keine beitragsbezogenen Entgeltpunkte erworben. Die Abbildung ermöglicht somit eine Abschätzung über den Anteil derer, die zu einem bestimmten Alter nicht aktiv am „sozialversicherungspflichtigen Erwerbsleben“ teilgenommen haben und für die sich aus diesem Grund bestimmte, für die Berechnung von Ersatzraten notwendige, Lohngrößen nicht bestimmen lassen.

Abbildung 2.11: Anteil der Versicherten ohne beitragsbezogene Entgeltpunkte nach Alter



Quelle: FDZ-RV – SUFVVL2010, eigene Berechnungen.

Zu Beginn der Biografie, welche bereits mit dem Kalenderjahr des 14. Geburtstages beginnt und damit fast alle Personen bereits mit 13 Jahren erfasst,⁵¹ liegt der Anteil derer, die nicht aktiv am Arbeitsmarkt teilnehmen, durchweg bei über 85%.⁵² In der Folge zeigen sich im

⁵⁰ Alle Abbildungen in Appendix 2.6 B beziehen sich auf die Altersrentner der Geburtskohorten 1945-1950 aus dem Scientific Use File des Datensatzes (FDZ-RV – SUFVVL2010).

⁵¹ Lediglich Personen, die am 1. Januar geboren wurden, sind zu Beginn ihrer biografiebezogenen Verlaufsmerkmale bereits genau 14 Jahre alt.

⁵² Dieser Wert mag aus heutiger Sicht niedrig erscheinen, in den hier betrachteten Nachkriegskohorten war es aber durchaus nicht unüblich schon in relativ jungen Jahren eine Beschäftigung, z. B. in der Form einer versicherungspflichtigen Lehre, nachzugehen.

Vergleich der Gruppen wichtige Unterschiede. Männliche Versicherte in Ost und West sowie die Frauen in den neuen Bundesländern weisen zwischen dem 20. und 60. Lebensjahr eine niedrige Quote von nicht aktiv am Arbeitsleben beteiligten Personen auf. Insbesondere im Osten wurde zu Zeiten der DDR fast die gesamte Bevölkerung aktiv in den Arbeitsmarkt eingebunden, dabei bestand zwischen Männern und Frauen lediglich ein geringer Unterschied von maximal fünf Prozentpunkten. Gegen Ende der Erwerbskarriere steigen die Raten in den neuen Ländern vereinigungsbedingt leicht an. Im Gegensatz dazu lässt sich bei den westdeutschen Frauen ein früher Tiefpunkt der Nicht-Erwerbstätigkeit, also ein Maximum an Arbeitsmarktbeteiligung, im Alter von ca. 23 Jahren beobachten. Der Anteil der aus Arbeitsmarktsicht „inaktiven“ westdeutschen Frauen steigt danach fast linear an und erreicht im Alter von ca. 40 Jahren einen Höchststand von ca. 40% und ist mit der Nicht-Erwerbstätigkeit wegen Kindererziehung zu begründen. Danach sinkt die „Nicht-Erwerbstätigkeitsquote“ wieder, erreicht aber nie mehr ihr anfänglich geringes Niveau.

Am Ende der Erwerbskarriere steigt die Zahl der inaktiven Erwerbspersonen in allen Gruppen aufgrund der beginnenden Verrentung sprunghaft an. Bezüglich des Zeitpunkts lassen sich geschlechtsspezifische Unterschiede feststellen: Frauen gehen in der Regel früher in Rente. Eine Ursache hierfür dürften die unterschiedlichen rechtlichen Rahmenbedingungen sein, die es allen vor dem 1. Januar 1952 geborenen Frauen und damit allen Frauen dieser Stichprobe grundsätzlich ermöglicht, unter bestimmten Voraussetzungen bereits im Alter von 60 Jahren eine „Altersrente für Frauen“ zu beanspruchen (§ 237a SGB VI). Ein Einflussfaktor kann auch das im Vergleich zum Ehemann durchschnittlich geringere Alter der Frauen sein, das sich bei einem gleichzeitigen Renteneintritt beider Ehepartner in ein geringeres Renteneintrittsalter der Ehefrauen übersetzt (vgl. Coile 2004). Insgesamt wird deutlich, dass sich Ersatzraten mit einer sehr punktuellen Lohnbezugsgröße unter Verwendung empirischer Versicherungsverläufe nicht für alle Versicherten berechnen lassen.

Zudem zeigt sich, dass für einen großen Teil der Erwerbstätigen eine durchgängige Erwerbsbiografie – auch im Alter zwischen 20 und 60 Jahren – offenbar nicht gegeben ist. Keine der hier betrachteten Gruppen erreicht im Durchschnitt die **Beitragsdauer** eines Standardrentners von 45 Jahren (vgl. Tabelle 2.6).⁵³ Insbesondere westdeutsche Frauen weisen mit durchschnittlich 31 Jahren eine relativ geringe Zahl an Beitragsjahren auf. Betrachtet man die Versicherungsjahre, in denen auch Anrechnungszeiten und Kindererziehungszeiten sowie Kinderberücksichtigungszeiten enthalten sind, erhöht sich der Wert jedoch im Durchschnitt auf über 35 Jahre.

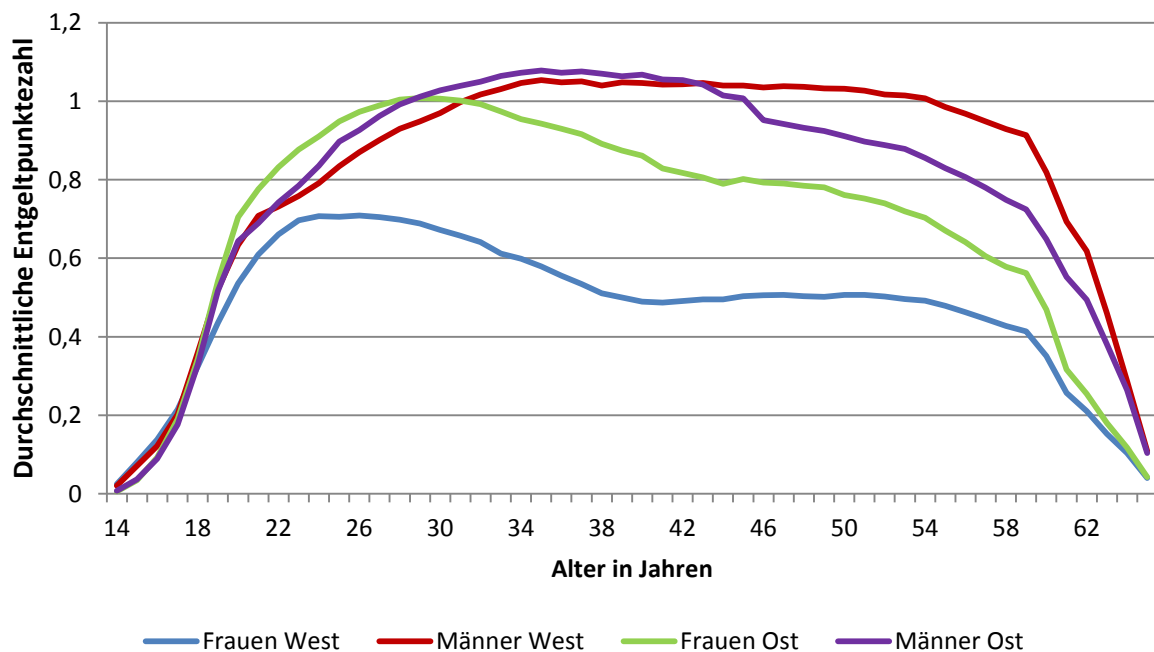
⁵³ Als Beitragsjahre gelten alle Zeiten in denen beitragsbezogene Entgeltpunkte erworben wurden. Zeiten in denen Entgeltpunkte wegen Kindererziehung erzielt wurden bleiben unberücksichtigt (siehe Fußnote 13). Die Versicherungsjahre ergeben sich als Summe aus vollwertigen Beitragszeiten, beitragsgeminderten Zeiten, Anrechnungszeiten, Zurechnungszeiten, Ersatzzeiten und Berücksichtigungszeiten.

Tabelle 2.6: Durchschnittliche beitragspflichtige Erwerbsdauer nach Gruppen

Gruppe	Beobachtungen	Beitragsjahre (D)	Versicherungsjahre
Gesamt	24.983	35,92	38,08
Frauen West	11.119	31,16	35,19
Männer West	8.628	38,89	38,97
Frauen Ost	3.062	40,42	42,78
Männer Ost	2.181	42,15	42,85
Standardrentner		45,00	45,00

Quelle: FDZ-RV – SUFVVL2010, eigene Berechnungen.

Neben der Erwerbsbeteiligung hat das **Einkommensprofil** über das Erwerbsleben hinweg einen großen Einfluss auf die klassischen Ersatzraten.⁵⁴ Abbildung 2.12 zeigt die durchschnittlichen altersspezifischen Entgeltpunkte der Gruppen. Hierbei werden alle in einem bestimmten Alter erworbenen rentenwirksamen Entgeltpunkte, auch solche, denen keine direkten Beitragszahlungen gegenüberstehen, berücksichtigt. Die Abbildung verdeutlicht somit, wie und in welcher Höhe Rentenansprüche im Durchschnitt über das Erwerbsleben erworben wurden. Alle Gruppen weisen im Durchschnitt ein konkaves Einkommensprofil auf, das sich in dieser Form auch in anderen Ländern findet (vgl. Settergren 2006).

Abbildung 2.12: Altersspezifische Entgeltpunktprofile

Quelle: FDZ-RV – SUFVVL2010, eigene Berechnungen.

Männer und Frauen sowie Versicherte in den neuen und alten Bundesländern weisen höchst unterschiedliche Entgeltpunktprofile auf. Bei den westdeutschen Männern lässt sich das klassische Einkommensprofil eines Vollzeitwerbstätigen beobachten. Zu Beginn der

⁵⁴ Siehe Kapitel 2.2.2.5.

Karriere steigt das Einkommen im Mittel schnell an, der Anstieg flacht ab Mitte 20 ab und das Einkommen erreicht mit ca. Mitte 30 seinen Höhepunkt. Dieses Einkommensniveau kann bis Mitte 50 gehalten werden, anschließend sinkt das durchschnittliche Einkommen zunächst langsam, dann mit zunehmenden Alter immer schneller, bedingt durch die fortschreitende Verrentung der Gruppe.⁵⁵

Das Einkommens- bzw. Entgeltpunktepfil westdeutscher Frauen unterscheidet sich davon grundlegend. Zwar lässt sich auch für diese Gruppe eine schnelle Einkommenssteigerung zu Beginn der Erwerbskarriere beobachten, die Entwicklung erreicht jedoch schon im Kalenderjahr des 23. Geburtstages mit 0,7 Entgeltpunkten ihren Höhepunkt. Anschließend verharrt die Entgeltpunktezah bis zum Alter von 28 Jahren auf diesem Niveau, um dann kontinuierlich bis auf nur noch durchschnittlich 0,5 Entgeltpunkte im Alter von 39 Jahren zu sinken. Bis Mitte 50 bleibt es bei einem halben Entgeltpunkt pro Jahr. In der Folge sinkt der Wert aufgrund der beginnenden Verrentung bis zum Alter von 65 gegen null. Die Erklärung für dieses Profil liefert die klassische Rollenverteilung in den alten Bundesländern. Während der Mann einer Vollzeittätigkeit nachging, war die Frau oft mit erzieherischen Aufgaben betraut. Die hohe durchschnittliche Zahl an Entgeltpunkten zu Beginn der Erwerbskarriere mit Mitte 20 lässt sich auf den Umstand zurückführen, dass die meisten westdeutschen Frauen in dieser Zeit entweder erwerbstätig waren oder ihnen direkt nach der Geburt eines Kindes noch Entgeltpunkte gutgeschrieben wurden (Entgeltpunkte für Kindererziehungszeiten). Mit anderen Worten standen Frauen mit Mitte 20 entweder noch aktiv im Erwerbsleben oder waren mit der Betreuung noch relativ kleiner Kinder beschäftigt. Der Rückgang der durchschnittlichen Entgeltpunktezah bis etwa zum Alter von 40 Jahren begründet sich einerseits durch den Anstieg der nicht aktiv im Erwerbsleben stehenden Frauen (siehe Abbildung 2.12). Andererseits nimmt auch die Bedeutung der kindererziehungsbedingten Entgeltpunkte ab. Zwischen dem Alter von 40 bis 55 Jahren ergeben sich bei den meisten Frauen keine wichtigen erwerbsbiografischen Änderungen mehr. Der Anteil der aktiv am Erwerbsleben Teilnehmenden steigt wieder leicht an. Diese posterieherische Erwerbstätigkeit fand oftmals in Teilzeit statt, was sich nur minimal positiv auf den Entgeltpunkteschnitt auswirkt. Gegen Ende der Erwerbskarriere sinkt die durchschnittliche Entgeltpunktezah aufgrund des steigenden Anteils der bereits Verrenteten in der Gruppe. Im Gegensatz zu den Männern vollzieht sich dieser Prozess zeitlich früher, was sich, wie bereits erwähnt, zu einem großen Teil auf die Altersrente für Frauen sowie das durchschnittlich geringere Alter von Frauen in einer Partnerschaft zurückführen lässt.

In den neuen Bundesländern folgen die Männer zunächst auch dem Erwerbsprofil eines Vollzeitbeschäftigten. Hauptsächlich aufgrund einer, im Vergleich zu den alten Bundesländern, früheren Eingliederung ins Berufsleben, höheren Erwerbsquoten und einer

⁵⁵ Hierbei gilt es zu beachten, dass aufgrund der Beitragsbemessungsgrenze die maximal pro Jahr erworbene Zahl an Entgeltpunkten begrenzt ist. Aus diesem Grund lassen sich bestimmte Gehaltssprünge, insbesondere in der Mitte der Karriere, nicht durch Entgeltpunkte abbilden.

praktisch nicht vorhandenen Arbeitslosigkeit liegen die durchschnittlichen Entgeltpunkte der ostdeutschen Männer bis zum 40. Lebensjahr über denen ihrer westdeutschen Kollegen. In den darauffolgenden Erwerbsjahren hinterlässt die Wiedervereinigung deutliche Spuren im Entgeltpunkteprofil aller ostdeutschen Versicherten. Sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen kommt es zu einem fast parallel verlaufenden Rückgang der durchschnittlichen Entgeltpunktezahl.⁵⁶

Bei Frauen in Ostdeutschland lässt sich zum Beginn der Karriere der gleiche „Buckel“ wie bei den westdeutschen Frauen beobachten, allerdings auf einem deutlich höheren Entgeltpunkteniveau. Zwischen dem Alter von 19 und 28 Jahren erwerben ostdeutsche Frauen sogar die höchsten Entgeltpunktwerte aller vier Gruppen. Dies lag zum einen an dem relativ niedrigen Alter bei der Geburt des ersten Kindes und der insgesamt höheren Fertilität (und damit einhergehend mehr Entgeltpunkte für Kindererziehungszeiten pro Frau). Zum anderen bedeutete die Geburt eines Kindes im Vergleich zum Westen nicht einen langen Ausstieg aus dem Erwerbsleben. Die gesellschaftliche Norm bestand in einer relativ kurzen Mutterschutzpause und dem anschließenden Wiedereinstieg in das Arbeitsleben. In der Konsequenz erwarben viele ostdeutsche Frauen in den ersten Jahren ihres Erwerbslebens gleichzeitig Entgeltpunkte aus Kindererziehungszeiten sowie Entgeltpunkte aus versicherungspflichtiger Beschäftigung. Mit fortschreitendem Alter verlieren die Entgeltpunkte aus Kindererziehungszeiten zunehmend an Bedeutung, die Familienplanung war meist mit Anfang 30 abgeschlossen. Die Konsequenz sind sinkende durchschnittlich erzielte Entgeltpunkte zwischen dem 30. und 40. Lebensjahr. Im Gegensatz zu den westdeutschen Frauen sinken die durchschnittlich erzielten Entgeltpunkte auch nach dem 40. Geburtstag, was sich auf die schwierige Arbeitsmarktlage in den neuen Bundesländern zurückführen lässt. Der verrentungsbedingte Rückgang der durchschnittlichen Entgeltpunktezahl findet, wie im Westen, bei den ostdeutschen Frauen im Vergleich zu den ostdeutschen Männern, früher statt. Die Abbildung zeigt zudem, dass das typische Einkommensprofil eines einzelnen Versicherten (vgl. Abbildung 2.10) in Bezug auf das altersspezifische Durchschnittseinkommen (vgl. Abbildung 2.11) irreführend sein kann, da bei einer Durchschnittsbetrachtung anders als bei einer Individualbetrachtung Personen, die schon frühzeitig aus dem Arbeitsleben ausscheiden, berücksichtigt werden. Die Individualbetrachtung birgt die Gefahr, das durchschnittliche Einkommen signifikant zu überschätzen (vgl. Steuerle et al. 2000).

⁵⁶ Hierbei gilt es zu beachten, dass wir insgesamt sechs Kohorten von 1945 bis 1950 betrachten, die die Wiedervereinigung in einem unterschiedlichen Alter erlebt haben. Der Rückgang im Entgeltpunkteprofil findet daher nicht abrupt statt. Die jüngste Kohorte von 1950 ist bereits im Alter von 41 Jahren von den Auswirkungen der deutschen Einheit betroffen, während die älteste Kohorte von 1945 erst mit 46 Jahren das erste Erwerbsjahr nach der deutschen Vereinigung erlebt.

3. Dynamisierung der Rente: Was ist die beste Rentenanpassungsformel?

Joint work with Martin Gasche

3.1 Einleitung

Kaum wirkte im Juli 2011 der Nachhaltigkeitsfaktor erstmalig dämpfend auf die Rentensteigerung und kaum wurde der sog. Nachholfaktor zum ersten Mal angewendet, gerät die Regel, nach der die Rentenanpassung jährlich durchgeführt wird, in die Kritik. Diese sog. Rentenanpassungsformel sei zu kompliziert, zu intransparent und nicht nachvollziehbar. Dies führte zu zahlreichen neuen Vorschlägen für Rentenanpassungsregeln.

Im Folgenden werden die Eigenschaften alternativer Rentenanpassungsformeln im Vergleich zur Status-quo-Formel analysiert.⁵⁷ Dazu werden zunächst theoretisch die Eigenschaften von einfachen Rentenanpassungsformeln innerhalb einer umlagefinanzierten Rentenversicherung herausgearbeitet und Beurteilungskriterien für eine Rentenanpassungsformel festgelegt. Im nächsten Schritt werden die Auswirkungen ausgewählter Rentenanpassungsformeln mithilfe eines Rentenmodells für die Gesetzliche Rentenversicherung (GRV) simuliert. Vor allem soll die derzeit gültige Rentenanpassungsformel mit alternativen Formeln verglichen werden. Im Ergebnis wird sich zeigen, dass die derzeit gültige Rentenanpassungsformel im Prinzip systematisch überzeugend ist. Sie gewährleistet die Systemstabilität, schützt das Rentensystem vor zu starken Auswirkungen eines konjunkturellen Schocks und findet einen Kompromiss zwischen dem Ziel stabiler Beitragssätze und dem Ziel eines stabilen Rentenniveaus und damit eine balancierte Aufteilung der demographischen Last auf die Generationen.

Gleichwohl kann man ähnliche Ergebnisse auch mit einfacheren und transparenteren Formeln erzielen. Beispielsweise könnte man die Rentenanpassung vereinfachen, indem man nur noch einen Lohnfaktor und einen Nachhaltigkeitsfaktor berücksichtigt, also auf den Beitragssatzfaktor gänzlich verzichtete. Der Lohnfaktor wiederum könnte vereinfacht werden, wenn man nur noch die versicherungspflichtigen Löhne einbezöge.

Im Abschnitt 3.2 wird die Geschichte der Rentendynamisierung in Deutschland kurz dargestellt, bevor in Abschnitt 3.3 Kriterien zur Beurteilung von Rentenanpassungsformeln aufgestellt und formalisiert werden. In Abschnitt 3.4 werden ausgewählte Rentenanpassungsformeln simuliert und anhand der Kriterien beurteilt. Ein Fazit mit politischen Schlussfolgerungen beschließt das Kapitel.

⁵⁷ Diese Studie schließt direkt an diejenige von Börsch-Supan, Reil-Held und Wilke (2003) an, in der verschiedene Rentenanpassungsformeln hinsichtlich ihrer Beitragssatz- und Rentenniveaueffekte untersucht wurden.

3.2 Ausgestaltung und Geschichte der Rentendynamisierung

Die systematische Dynamisierung der Renten wurde nach der ersten Rentenreform im Jahr 1957 eingeführt. Leitmotiv für die Höhe der Anpassung war, die Rentner am Produktivitätsfortschritt teilhaben zu lassen. Dieser wiederum spiegelt sich im Lohnwachstum wider. Entsprechend stand seit 1957 grundsätzlich eine Lohnorientierung der Renten im Vordergrund. Wichtige „Leitplanken der Rentenanpassung“ in Deutschland sind zudem, dass Rentenanpassungen nicht ad hoc vorgenommen werden, sondern im Allgemeinen regelgebunden sind, dass Rentenansprüche und Rentenauszahlungen mit der gleichen Rate dynamisiert werden und dass das Prinzip der Teilhabeäquivalenz (in der periodenbezogenen Interpretation)⁵⁸ grundsätzlich verwirklicht bleibt, dass es also keine unterschiedlichen Rentenanpassungen für einzelne Gruppen gibt. Diese „Leitplanken der Rentenanpassung“ in Deutschland sollen auch für die Analyse in den Abschnitten 3.3 und 3.4 beibehalten werden.

Bis zur Rentenreform 1992 wurde grundsätzlich eine Bruttolohnanpassung verfolgt. Die Renten entwickelten sich also wie die Bruttolöhne der Arbeitnehmer. Mit dem *Rentenreformgesetz von 1992* wurde die sog. Nettoanpassungsformel eingeführt. Steigende Abgabenbelastung der Arbeitnehmer führte nun im Vergleich zur Bruttolohnentwicklung zu einer Dämpfung der Rentensteigerungen. Steigende Abgabenbelastungen der Rentner führten entsprechend zu stärkeren Rentenerhöhungen.

Im Jahr 1998 wurde erstmals die demographische Entwicklung direkt in der Rentenanpassungsformel berücksichtigt. Der beschlossene „*Demographische Faktor*“ sah vor, dass ein Anstieg der ferneren Lebenserwartung sich dämpfend auf die Entwicklung des aktuellen Rentenwerts auswirkt. Allerdings wurde der demographische Faktor abgeschafft, ohne jemals angewandt worden zu sein.

Das Jahr 2000 war in der Geschichte der Rentendynamisierung eine Besonderheit, da es zum ersten Mal zu einer inflationsorientierten Dynamisierung der Renten kam (vgl. Steffen 2002, S.32). Mit der sog. Riester-Reform im Jahr 2001 war neben der Bruttolohnentwicklung der sog. Beitragssatzfaktors – auch Riester-Faktor genannt – für die Rentenanpassung maßgebend:

$$(1 + \theta_t) = \frac{AR_t}{AR_{t-1}} = \frac{BE_{t-1}}{BE_{t-2}} * \frac{100\% - AVA_{t-1} - RVB_{t-1}}{100\% - AVA_{t-2} - RVB_{t-2}} \quad \text{mit}$$

θ_t : Rentenanpassungsrate im Jahr t .

AR_t : aktueller Rentenwert im Jahr t . Er stellt die Monatsrente dar, die man für einen Entgeltpunkt erhält. Die in einem Jahr mit den Beiträgen erworbenen

⁵⁸ Zur „rentenzeitbezogenen“ Interpretation vgl. z. B. Breyer und Hupfeld (2009).

Rentenansprüche werden in Entgeltpunkten gemessen und ergeben sich aus dem Verhältnis des individuellen Einkommens zum Durchschnittseinkommen.

BE_t : durchschnittliches Bruttoentgelt: Bruttolohn- und Gehaltssumme je durchschnittlich beschäftigtem Arbeitnehmer in t .

AVA_t : Altersvorsorgeanteil. Er sollte von 0,5% in den Jahren 2002 und 2003 in 0,5%-Schritten auf 4,0% im Jahr 2010 ansteigen („Riester-Treppe“). In den Jahren 2007 und 2008 wurde der AVA-Wert jedoch auf 2% belassen, sodass 4% erst im Jahr 2012 erreicht wurden.

RVB_t : Rentenversicherungsbeitragssatz der Gesetzlichen Rentenversicherung im Jahr t .

Der Riester-Faktor misst die Veränderung der Altersvorsorgebelastung der Arbeitnehmer. Hierbei wird unterstellt, dass die Arbeitnehmer neben dem gesetzlichen Rentenversicherungsbeitragssatz (RVB_t) auch den sog. Altersvorsorgeanteil (AVA_t) in Form einer Riester Rente ansparen.⁵⁹ Größere Altersvorsorgeaufwendungen der Arbeitnehmer führen zu geringeren Rentensteigerungen. Schon im Jahr 2003 wurde jedoch aufgrund der angespannten Finanzlage die Erhöhung des aktuellen Rentenwerts für 2004 ausgesetzt (vgl. Krieger und Stöwhase 2009, S. 40).

Um die langfristige Finanzierbarkeit der Rentenversicherung zu sichern, wurde mit dem RV-Nachhaltigkeitsgesetz 2004 der sog. Nachhaltigkeitsfaktor in die Formel eingefügt, der 2003 von der Rürup-Kommission (vgl. Kommission für die Nachhaltigkeit in der Finanzierung der Sozialen Sicherungssysteme 2003, S. 36) vorgeschlagen worden war. Zudem wurde im Lohnfaktor die Entwicklung der versicherungspflichtigen Löhne integriert:

$$(1 + \theta_t) = \frac{AR_t}{AR_{t-1}} = \frac{BE_{t-1}}{BE_{t-2}} * \frac{VE_{t-2}}{BE_{t-3}} * \frac{100\% - AVA_{t-1} - RVB_{t-1}}{100\% - AVA_{t-2} - RVB_{t-2}} * \left[\left(1 - \frac{RQ_{t-1}}{RQ_{t-2}} \right) * \alpha + 1 \right].$$

Rentenanpassungsfaktor = Lohnfaktor * Beitragssatzfaktor * Nachhaltigkeitsfaktor

VE_t : Versicherungspflichtige Entgelte je Arbeitnehmer in t .

RQ_t : Rentnerquotient: Verhältnis von Äquivalenzrentnern zu Äquivalenzbeitragszahlern.

α : Gewichtungsfaktor: aktuell $\alpha=0,25$.

Der Lohnfaktor setzt sich zum einen aus der Entwicklung der Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmer gemäß den volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen und aus der Entwicklung der versicherungspflichtigen Entgelte VE zusammen (β -Faktor) (vgl. Gasche 2010). Der Rentnerquotient im Nachhaltigkeitsfaktor berücksichtigt die demographische Entwicklung, die

⁵⁹ Faktisch wich von Anfang an und erst recht nach dem Aussetzen der Riester-Treppe in den Jahren 2007 und 2008 (betreffend die Rentenanpassungen 2008 und 2009) der AVA-Wert von der maximal förderungsfähigen Riester-Sparquote ab, genauso wie vom tatsächlichen Riester-Sparanteil.

sich in einer größer werdenden Relation der Rentnerzahl zur Anzahl der Beitragszahler niederschlägt.⁶⁰ Eine relativ zu den Beitragszahlern steigende Zahl von Rentnern wirkt dämpfend auf die Entwicklung des aktuellen Rentenwerts. Über den Faktor α wird schließlich die Belastung durch die demographische Entwicklung auf Beitragssatz und Rentenniveau verteilt. Bei $\alpha=0$ bleibt bei einer Änderung des Rentnerquotienten der aktuelle Rentenwert konstant. Die Last eines steigenden Rentnerquotienten trägt alleine der Beitragszahler über steigende Beitragssätze. Setzt man $\alpha=1$, werden ausschließlich die Rentner belastet, da die Entwicklung des Rentnerquotienten eins-zu-eins auf die Rentenanpassungsrate übertragen wird. Die Rürup-Kommission sprach sich vor dem Hintergrund der aktuellen Beitragssatzziele von 20% für 2020 und 22% für 2030 für ein α von 0,25 aus, da so unter Einbeziehung der Rente mit 67 und der Annahme einer steigenden Erwerbsbeteiligung von Frauen und Älteren diese Beitragssatzziele gerade erreicht werden konnten (vgl. Börsch-Supan 2007, S. 10).

Seit 2005 wurde die Rentenanpassungsformel nicht mehr geändert. Es kam jedoch zu einer Vielzahl diskretionärer Eingriffe und zur Anwendung gesetzlich festgeschriebener Sonderregelungen. Um einen nominalen Rückgang des aktuellen Rentenwerts aufgrund des Beitragssatz- und des Nachhaltigkeitsfaktors zu verhindern, wurde mit dem RV-Nachhaltigkeitsgesetz die sog. *Schutzklausel* eingeführt (§ 68a SGB VI). Diese kam sofort in den Jahren 2005 und 2006 zur Anwendung. Durch die Schutzklausel unterbliebene Rentensenkungen führten jedoch in der Konsequenz zu einem dauerhaft zu hohen Rentenniveau, um die Beitragssatzziele bis 2020 und 2030 zu erfüllen (vgl. Gasche 2005 sowie Bomsdorf 2005). Aus diesem Grund wurde im Jahr 2007 mit dem Altersgrenzenanpassungsgesetz ein „*Nachholfaktor*“ eingeführt (vgl. Gasche 2007). Konkret soll bei den Rentenanpassungen ab dem Jahr 2011 die sich nach der Anwendung der Rentenanpassungsformel ergebende Rentensteigerungsrate halbiert werden bis der Nachholbedarf abgebaut ist (vgl. Krieger und Stöwhase 2009, S. 41 sowie Gasche 2007). Für die Rentenanpassung der Jahre 2008 und 2009 wurde die Erhöhung des Altersvorsorgeanteils (*Riester-Treppe*) ausgesetzt, sodass der maximale Altersvorsorgeanteil von 4% erst im Jahr 2012 erreicht wurde. Im Jahr 2009 wurde die Schutzklausel aufgrund der Finanz- und Wirtschaftskrise nochmals erweitert. Die sog. *Rentengarantie* sollte verhindern, dass sinkende Löhne zu einem Rückgang des aktuellen Rentenwerts führen. Eine nominelle Rentenkürzung ist seither per Gesetz ausgeschlossen.⁶¹ Die Rentengarantie wurde erstmals im Jahr 2010 angewendet (vgl. Gasche 2010). Allerdings sollen auch die aufgrund der Rentengarantie unterbliebenen Rentenminderungen nachgeholt werden. Alte Schutzklausel und Rentengarantie hatten bis 2011 einen Nachholberg aufgetürmt (vgl.

⁶⁰ Die Summe der Äquivalenzrentner ergibt sich aus dem Verhältnis des Gesamtrentenvolumens zur Standardrente. Die Standardrente erhält man, wenn man 45 Jahre Beiträge nach Maßgabe des Durchschnittseinkommens gezahlt hat, also 45 Entgeltpunkte erworben hat. Die Zahl der Äquivalenzbeitragszahler bestimmt sich aus der Summe der beitragspflichtigen Einkommen dividiert durch das Durchschnittsentgelt.

⁶¹ Zur Beurteilung der Rentengarantie vgl. z. B. Börsch-Supan, Gasche und Wilke (2010) und Gasche (2010).

Gasche 2009a), der in jedem Jahr zu Mehrausgaben der Rentenversicherung von 10 Mrd. Euro führt (vgl. Sozialbeirat 2010).

Insgesamt ist festzuhalten, dass in Deutschland die Idee, Rentner an der Produktivitätsentwicklung der gesamten Volkswirtschaft zu beteiligen, fest verankert ist. Deshalb orientiert sich seit 1957 die Rentendynamisierung grundsätzlich an der Lohnentwicklung. Die Inflationsanpassung spielte bis auf eine Ausnahme keine Rolle. Während zunächst eher eine Rentenniveauorientierung im Vordergrund stand, kam es in den letzten zehn Jahren zu einem Paradigmenwechsel hin zu einer einnahmeorientierten Ausgabepolitik. Dies impliziert gleichzeitig eine Änderung in der Verteilung der demographischen Last. Die Leistungsorientierung versichert die älteren und die Beitragsorientierung die jüngeren Generationen vor Veränderungen des Rentnerquotienten (vgl. Börsch-Supan 2007, S. 4). Festgestellt werden muss auch, dass die Rentenanpassung immer schon Gegenstand diskretionärer politischer Entscheidungen war und die Anpassungsregel oft reformiert wurde. In den letzten zehn Jahren traten die Eingriffe allerdings sehr häufig auf, wobei die Verlässlichkeit, Einfachheit und Transparenz der Rentenanpassung durch die Einführung immer neuer Faktoren und deren Aussetzung durch Schutzklauseln oftmals verloren ging.

3.3 Rentenanpassungsformeln – Theorie und Beurteilungskriterien

3.3.1 Beurteilungskriterien

Nachfolgend werden Kriterien entwickelt, anhand derer verschiedene Rentenanpassungsformeln verglichen werden können.⁶²

Einfachheit: Da die Rentenanpassung jährlich 20 Millionen Rentner direkt betrifft, aber auch für die über 30 Millionen Beitragszahler von Bedeutung ist, muss die Rentenanpassungsregel einfach und allgemein verständlich sein.

Verlässlichkeit und Transparenz: Die Rentenanpassung muss für die Menschen transparent vorgenommen werden und bestimmten Regeln folgen. Dies schafft Vertrauen und Verlässlichkeit. Eine mehr oder weniger willkürliche Rentenanpassung nach Kassenlage oder mit Blick auf bevorstehende Wahlen schwächt das Vertrauen in die Rente. Da die Rente einen langfristigen Charakter hat und sich Altersvorsorge und Altersversorgung fast über das gesamte Leben eines Versicherten erstrecken, ist Vertrauen und Sicherheit wichtig. Dies kann sich nur bei einer verlässlichen Rentenanpassungsregel einstellen. Für die

⁶² Pigott und Sane (2009) wählen als Kriterien „Financial Sustainability“, „Redistribution and Incentives“ und „Consistency across government policy“, verzichten jedoch auf eine genaue Definition und Formalisierung der Kriterien. Gleiches gilt für Faik und Köhler-Rama (2009). Diese nennen die sozialpolitische Dimension, die fiskalische Dimension und die makroökonomische Dimension (S. 5), wobei unter der Überschrift „sozialpolitische Dimension“ Kriterien wie Tragbarkeit, Wahrung des Äquivalenzprinzips und nachvollziehbare Verteilungsergebnisse (S. 10) sowie die Lebensstandardsicherung genannt werden.

Dynamisierung der Renten eine Rentenanpassungsregel vorzusehen, bedeutet jedoch nicht, dass die Regel selbst nicht geändert werden kann. So können geänderte Rahmenbedingungen wie die demographische Entwicklung eine Korrektur der Regel notwendig machen. Eine solche Änderung sollte jedoch ebenfalls transparent und nachvollziehbar sein.

Rentenniveaustabilität: Hinter dem Kriterium, ein ausreichendes und stabiles Rentenniveau zu realisieren, steht die Vorstellung, im Alter einen gleichen oder ähnlichen Lebensstandard zu sichern wie im Erwerbsleben. Damit impliziert ein Rentenniveauziel auch immer das Ziel, Altersarmut und die Einkommensdisparität zwischen Beschäftigten und Rentnern in Grenzen zu halten.⁶³ Welches Rentenniveau die gesetzliche Rente mindestens erbringen soll, muss politisch entschieden werden. Dies hängt auch davon ab, ob die gesetzliche Rente für sich genommen lebensstandardsichernd sein soll oder nur eine (erste) Säule in einem Mehrsäulenaltersvorsorgesystem darstellt. Das Niveau der gesetzlichen Rente bestimmt sich aus dem der ersten Säule zukommenden Gewicht in diesem System. Gleichwohl ist eine Rentenniveauntergrenze dann zu sehen, wenn der Abstand der gesetzlichen Rente eines Durchschnittseinkommensbeziehers nach „vollständigem Erwerbsleben“ zur Grundsicherung im Alter zu gering wird. Denn dann drohen die Rentenversicherungsbeiträge für die meisten Steuercharakter anzunehmen. Die Legitimation der äquivalenzorientierten Rente ginge verloren. Im Zentrum der folgenden Untersuchungen und Simulationen steht das Bruttorentenniveau. Da dies nicht direkt von der Entwicklung anderer Beitragssätze und der Besteuerungshöhe beeinflusst wird, eignet es sich am besten für eine vergleichende Untersuchung.⁶⁴ Eine explizite Bruttorentenniveauntergrenze wird hier nicht festgelegt. Allerdings sollte das Rentenniveau nicht weit von den Werten entfernt liegen, die mit der Verabschiedung der Reformen von 2001 und 2004 implizit akzeptiert wurden. Das Bruttostandardrentenniveau⁶⁵ sollte demnach nicht weit unter 40% des Durchschnittseinkommens sinken.⁶⁶

Beitragssatzstabilität: Dem Kriterium eines ausreichenden, stabilen Rentenniveaus kann dem Kriterium eines stabilen Beitragssatzes entgegenstehen. Spätestens seit der Rentenreform 1992 spielt das Ziel, den Beitragssatz nicht so stark steigen zu lassen, bei der Wahl der Rentenanpassungsregel eine bedeutende Rolle. Die Belastung der Beitragszahler soll begrenzt werden, nicht nur, weil durch eine immer größere Beitragsbelastung das Nettoeinkommen und damit die Kaufkraft der Beschäftigten beeinträchtigt wird, sondern auch weil die Beitragsbemessung über lohnorientierte Beiträge negativ auf die Arbeitsanreize wirkt

⁶³ Zur Einkommensumverteilung durch die Rentenformel vgl. Breyer und Hupfeld (2009).

⁶⁴ Faktisch können ohne konsistentes gesamtwirtschaftliches (Gleichgewichts-)Modell der gesamten Volkswirtschaft mit Staat und Sozialversicherungen nur die Bruttorentenniveaus sinnvoll verglichen werden, da bei einer wie auch immer gearteten Nettobetrachtung die relevanten Größen zur Berechnung der Nettoeinkommen letztlich ebenfalls von der Rentenformel abhängen.

⁶⁵ Das Bruttostandardrentenniveau ergibt aus der Relation der Standardrente (Monatsrente, die man für 45 Entgeltpunkte erhält) zum Durchschnittseinkommen.

⁶⁶ 40 Prozent des Durchschnittseinkommens sind derzeit über 1.000 Euro monatlich. Ein Abstand zur Grundsicherung im Alter, die derzeit mit 650 bis 700 Euro veranschlagt werden kann, ist also noch gewahrt.

und die Arbeitskosten der Unternehmen erhöht. Beides beeinflusst die Beschäftigung negativ. Mit dem Ziel, den Beitragssatz in Grenzen zu halten, wird grundsätzlich auch das Ziel der Tragfähigkeit erfasst. Welcher Beitragssatz der Gesetzlichen Rentenversicherung für die Volkswirtschaft noch tragbar ist, kann nicht gesagt werden. Dies hängt auch von der Beitragsbelastung in den anderen Sozialversicherungszweigen und von der Steuerbelastung ab. Eine Beitragssatzobergrenze wird hier mithin nicht festgelegt. Allerdings gilt es, den Beitragssatzanstieg so gering wie möglich zu halten.

Demographische Systemstabilität: Beitragssatz und Rentenniveau werden in einem umlagefinanzierten Rentensystem sehr stark von der demographischen Entwicklung bestimmt, also von der Größe der Bevölkerung und ihrer Altersstruktur. Die demographische Entwicklung wird im Wesentlichen von der Geburtenrate, der Lebenserwartung und dem Wanderungssaldo determiniert. Ein Rentensystem soll im Folgenden als demographisch stabil bezeichnet werden, wenn es bei Konstanz dieser drei Bestimmungsgrößen einem Gleichgewicht entgegenstrebt, das dadurch gekennzeichnet ist, dass der Beitragssatz sowie das Rentenniveau langfristig konstant bleiben. Die Konstanz der genannten demographischen Größen hat langfristig zur Folge, dass der Altersquotient bzw. der Rentnerquotient ebenfalls konstant sind.⁶⁷ Dies schließt aber nicht aus, dass die Bevölkerung nicht weiter schrumpft. Bleibt die zusammengefasste Geburtenziffer unterhalb des bestandserhaltenden Niveaus von etwas mehr als zwei Kindern je Frau, wird trotz konstantem Rentnerquotienten die Bevölkerung weiter zurückgehen. Die richtige Wahl der Rentenanpassungsformel kann eine solche demographische Stabilität erzeugen, da durch sie die Einnahmeseite des Rentensystems mit der Ausgabenseite verbunden werden kann.

Konjunkturelle Systemstabilität: Konjunkturelle Veränderungen wirken sich über die Änderung der Beschäftigung und der Lohnentwicklung auf die Lohnsumme und damit auf die Einnahmeseite der Rentenversicherung aus. Ein Rentensystem erweist sich gegenüber konjunkturellen Schocks als stabil, wenn die konjunkturellen Auswirkungen auf der Einnahmenseite durch eine automatische Angleichung auf der Ausgabenseite abgefangen werden. Eine geeignete Rentenanpassungsformel kann eine solche Verbindung herstellen.⁶⁸

Effizienz: In einem umlagefinanzierten Rentensystem hat ein Teil der Beitragszahlungen stets Steuercharakter (vgl. Sinn 2000). Diese implizite Besteuerung sorgt für Verzerrungen

⁶⁷ Dabei muss nicht nur die Zahl der Zuwanderer sondern auch deren Struktur konstant sein. Zudem dürfen sich für einen konstanten Rentnerquotienten das Erwerbsverhalten und das Renteneintrittsverhalten nicht verändern.

⁶⁸ Die Rentenversicherung kann selbst als Konjunkturstabilisator wirken, wenn die Renten beispielsweise in konjunkturellen Schwächephasen besonders stark steigen. Da volkswirtschaftliche Konjunkturstabilisierung keine Aufgabe der Rentenversicherung bzw. eine Funktion einer Rentenanpassungsformel sein sollte, wird dieses Kriterium hier nicht herangezogen. Anders bei Faik und Köhler-Rama (2009), Meinhardt et al. (2009). Im makroökonomischen Kontext sind für den Vergleich von Rentenanpassungsformeln nicht nur die angesprochenen kurzfristigen Nachfrageeffekte relevant, sondern auch grundlegendere strukturelle Effekte, wenn beispielsweise ein geringerer Beitragssatz positive Wirkungen auf das Beschäftigungsniveau hat und damit positive Wachstumseffekte generiert. Unterschiedliche Rentenanpassungsformeln implizieren letztlich langfristig unterschiedliche gesamtwirtschaftliche Entwicklungspfade (vgl. Krupp 1999, S. 477). Von diesen Rückwirkungen wird hier zur Vereinfachung abstrahiert.

der Arbeitsangebots- und der Sparentscheidung. Die Rentenanpassungsregel hat relevanten Einfluss auf die Höhe der impliziten Steuer und deren Verteilung auf bestimmte Gruppen (Generationen, Altersgruppen, Männer und Frauen, Einkommensgruppen). Weil die Rentenanpassungsformel die Rentenniveau- und die Beitragssatzentwicklung im Zeitverlauf beeinflusst, bestimmt sie auch die (altersspezifische) Steuerlastverteilung. Ziel sollte sein, eine Rentenanpassungsformel zu finden, welche die implizite Steuerlast für alle Teilgruppen in Grenzen hält bzw. eine „Steuerglättung“ z. B. zwischen den Generationen impliziert.

Intergenerative Gleichbehandlung: Da sich Beitragssatz und Rentenniveau bei unterschiedlichen Rentenanpassungsformeln im Zeitverlauf anders entwickeln, werden die Generationen unterschiedlich begünstigt und belastet. Jede Rentenanpassungsformel hat also bestimmte intergenerative Verteilungseffekte. Gewöhnlich wird eine Gleichbehandlung der Generationen als fair angesehen. Die intergenerative Gleichbehandlung wird im Folgenden sehr eng definiert und ausschließlich auf Zahlungsströme an und aus der Rentenversicherung bezogen. So wird von einer intergenerativen Gleichbehandlung dann gesprochen, wenn die implizite Rendite des Rentenversicherungssystems eines Geburtsjahrgangs genauso hoch ist wie die implizite Rendite eines Versicherten jedes anderen Geburtsjahrgangs. Da eine Gleichheit der Renditen schon alleine aufgrund unterschiedlicher Lebenserwartung von Männern und Frauen sowie aufgrund der demographischen Entwicklung nicht erreicht werden kann, werden die Anpassungsformeln danach beurteilt, ob und wie stark sie zu einer erhöhten Ungleichbehandlung zwischen repräsentativen Versicherten verschiedener Geburtsjahrgänge führen und ob sie die Ungleichbehandlung der Geburtsjahrgänge im Vergleich zum Status quo erhöhen bzw. reduzieren.

3.3.2 Die Rentenanpassungsformel in einer umlagefinanzierten Rentenversicherung

a.) Arithmetik der umlagefinanzierten Rentenversicherung

In einer stilisierten umlagefinanzierten Rentenversicherung entsprechen die Rentenausgaben G in jeder Periode den Einnahmen E . Die Ausgaben ergeben sich aus der Durchschnittsrente r multipliziert mit der Anzahl der Rentner R . Die Einnahmen sind das Produkt aus dem Durchschnittsbeitrag je Beitragszahler e und der Anzahl der Beitragszahler B :

$$(1) \quad G = r \cdot R = e \cdot B = E.$$

Die Relation von Rentnern zu Beitragszahlern R/B wird als Rentnerquotient RQ bezeichnet, folglich ergibt sich für den Durchschnittsbeitrag:

$$(2) \quad e = r \cdot RQ.$$

Ist die Beitragszahlung – wie in Deutschland – ein Prozentsatz b des beitragspflichtigen Einkommens y , gilt:

$$(3) \quad e = b \cdot y.$$

Damit erhält man aus den Gleichungen (1) bis (3) für den Beitragssatz b folgenden Zusammenhang:

$$(4) \quad b = \frac{r}{y} \cdot \frac{R}{B} = RN \cdot RQ,$$

wobei $RN = r/y$ für das durchschnittliche Rentenniveau steht.

In Gleichung (4) wird das langfristige demographische Risiko der Umlagefinanzierung evident: Bei konstantem Rentenniveau r/y muss der Beitragssatz b erhöht werden, wenn der Rentnerquotient RQ steigt. Die in Deutschland und in den meisten übrigen Ländern der Welt zu beobachtende demographische Entwicklung beeinflusst den Rentnerquotient auf zweierlei Weise: Durch die sinkenden Geburtenraten wird zum einen die Anzahl der Beitragszahler reduziert, durch die längere Lebenserwartung steigt zum anderen tendenziell die Anzahl der Rentner. Das konjunkturelle Risiko der Rentenversicherung kann ebenfalls anhand von Gleichung (4) abgelesen werden. Konjunkturschocks schlagen sich in der Beschäftigung und in der Lohnentwicklung nieder und beeinflussen damit die beitragspflichtige Lohnsumme $Y = y \cdot B$, weshalb das konjunkturelle Risiko der umlagefinanzierten Rente im Wesentlichen als Lohnsummenrisiko ausgedrückt werden kann (vgl. Börsch-Supan et al. 2010). Da gemäß Gleichung (4) die Durchschnittsrente den Beitragssatz mitbestimmt, ist die Bedeutung der Rentenanpassung für den Beitragssatz evident. Die Zuwachsrate der Durchschnittsrente Δr_t ergibt sich aus:⁶⁹

$$(5) \quad \frac{r_t}{r_{t-1}} = (1 + \Delta r_t).$$

Für die Wachstumsrate des Beitragssatzes Δb_t gilt:

$$(6) \quad (1 + \Delta b_t) = \frac{(1 + \Delta r_t)(1 + \Delta R_t)}{(1 + \Delta y_t)(1 + \Delta B_t)}, \text{ wobei}$$

⁶⁹ Neben der Rentenanpassungsrate kann die Entwicklung der Durchschnittsrente auch von Strukturänderungen innerhalb der Rentner-Population beeinflusst werden. Dies betrifft z. B. Strukturänderungen hinsichtlich der Rentenarten, des Alters, der Geschlechtszusammensetzung oder der Spreizung der angesammelten Rentenansprüche. Zur Vereinfachung wird jedoch zur Ableitung der grundsätzlichen Zusammenhänge von diesen Strukturänderungen abstrahiert und angenommen, dass die Wachstumsrate der Durchschnittsrente mit der Rentenanpassungsrate übereinstimmt. Der Vergleich der Entwicklung der Durchschnittsrente mit der Rentenanpassungsrate ergibt für Westdeutschland für die Jahre 1993 bis 2009 eine Korrelation von 0,83. Die Durchschnittsrente ist in diesem Zeitraum um 1,1% p.a. gewachsen. Die Rentenanpassungsrate machte im Durchschnitt 1,3% p.a. aus.

Δy_t die Zuwachsrates des Durchschnittseinkommens, ΔR_t die Wachstumsrate der Rentnerzahl und ΔB_t die Veränderungsrate der Anzahl der Beitragszahler beschreiben.

Vereinfacht gilt näherungsweise:

$$(7) \quad \Delta b_t = \Delta r_t - \Delta y_t + \Delta R_t - \Delta B_t = \Delta RN_t + \Delta RQ_t,$$

wobei ΔRN_t die Wachstumsrate des Rentenniveaus und ΔRQ_t die Wachstumsrate des Rentnerquotienten darstellen.

b.) Die Grundanpassungsformeln

Viele grundsätzliche Eigenschaften der verschiedenen Klassen von Rentenanpassungsformeln können anhand der einfachen RN-RQ-Gleichung (4) bzw. mittels der Gleichung (7) erläutert werden. Vor allem kann die Erfüllung der beiden oben genannten Beurteilungskriterien, demographische Stabilität und konjunkturelle Stabilität, überprüft werden.

Reine Lohnanpassung: Bei einer reinen Lohnanpassung entwickeln sich die Renten mit der gleichen Rate wie die Löhne:

$$(8) \quad \Delta r_t = \Delta y_t.$$

Setzt man Gleichung (8) in (7) ein, zeigt sich, dass das Rentenniveau konstant bleibt:

$$(9) \quad \Delta RN = 0.$$

Für die Zuwachsrates des Beitragssatzes gilt dann:

$$(10) \quad \Delta b_t = \Delta R_t - \Delta B_t = \Delta RQ_t.$$

Der Beitragssatz entwickelt sich wie der Rentnerquotient. Es handelt sich um ein rentenniveauorientiertes System. Die demographische Entwicklung, die sich in einer Änderung des Rentnerquotienten ausdrückt, schlägt voll auf den Beitragssatz durch.

Nach obiger Definition ist demographische Systemstabilität dann gegeben, wenn bei einem langfristig konstanten Rentnerquotienten ($\Delta RQ_t = 0$) sowohl Beitragssatz als auch Rentenniveau ebenfalls ein konstantes Niveau erreichen. Die Gleichungen (9) und (10) zeigen, dass bei einer reinen Lohnanpassung Systemstabilität gegeben ist. Interne Stabilität gegenüber konjunkturellen Schocks ist gegeben, wenn sich eine Lohnsummenänderung $\Delta Y_t = \Delta y_t + \Delta B_t$ in einer gleich gerichtete Änderung der Ausgaben niederschlägt. Bei der reinen Lohnanpassung können Lohnsummenschocks nicht gänzlich von der Ausgabenseite abgefangen werden. Denn es gilt für die Wachstumsrate der Ausgaben:

$\Delta G_t = \Delta r_t + \Delta R_t = \Delta Y_t - \Delta B_t + \Delta R_t$. Konjunkturell bedingte Änderungen der Beschäftigung schlagen sich im Beitragssatz nieder (siehe auch Gleichung (10)).

Inflationsanpassung: Werden die Renten gemäß der Inflationsrate ΔP angepasst, gilt:

$$(11) \quad \Delta r_t = \Delta P_t.$$

Für die Beitragssatzentwicklung folgt:

$$(12) \quad \Delta b_t = \Delta P_t - \Delta y_t + \Delta R_t - \Delta B_t = \Delta RN_t + \Delta RQ_t.$$

Nimmt man an, dass die Differenz zwischen Lohnzuwachsrate und Inflationsrate gerade dem Produktivitätsfortschritt entspricht: $\gamma_t = \Delta y_t - \Delta P_t$, dann wird das Rentenniveau näherungsweise mit der negativen Fortschrittsrate sinken:

$$(13) \quad \Delta RN_t = -\gamma_t,$$

mit entsprechenden proportionalen Auswirkungen auf den Beitragssatz:

$$(14) \quad \Delta b_t = -\gamma_t + \Delta R_t - \Delta B_t = -\gamma_t + \Delta RQ_t.$$

Steigt die Produktivität mit der gleichen Rate wie der Rentnerquotient, kann der Beitragssatz konstant gehalten werden. Die Auswirkungen der demographischen Entwicklung schlagen sich dann auf das Rentenniveau nieder.

Bei einer Inflationsanpassung ist demographische Systemstabilität nicht gewährleistet, da das Rentenniveau kontinuierlich sinkt, solange die Lohnzuwachsrate höher ist als die Inflationsrate. Nur wenn Lohnwachstumsrate und Inflationsrate identisch sind, gibt es Systemstabilität. Konjunkturelle Stabilisierung kann es bei der Inflationsanpassung nur geben, wenn sich die Preise prozyklisch entwickeln. Eine vollständige Stabilisierung wird aber auch dann nicht erreicht.

Lohnsummenanpassung: Es gibt Vorschläge, dass die Rentenanpassung von der Entwicklung der Lohnsumme $Y = y \cdot B$ bestimmt werden soll:

$$(15) \quad \Delta r_t = \Delta y_t + \Delta B_t.$$

Das Rentenniveau wächst dann mit der Zuwachsrate der Anzahl der Beitragszahler:

$$(16) \quad \Delta RN_t = \Delta B_t.$$

Sinkt die Anzahl der Beitragszahler aufgrund der konjunkturellen oder demographischen Entwicklung, nimmt das Rentenniveau entsprechend ab. Der Beitragssatz hingegen verändert sich mit der Zuwachsrate der Rentner:

$$(17) \quad \Delta b_t = \Delta R_t.$$

Die Auswirkungen der demographischen Entwicklung gemessen an der Änderung des Rentnerquotienten schlagen sich also sowohl auf das Rentenniveau als auch auf den Beitragssatz nieder. Ob und wie stark die beiden Größen betroffen sind hängt davon ab, wodurch eine Änderung des Rentnerquotienten ausgelöst wurde. Wächst beispielsweise nur die Lebenserwartung der Rentner, steigt tendenziell nur die Rentnerzahl, was sich vollständig auf den Beitragssatz niederschlägt. Konjunkturell oder demographisch bedingte Veränderungen der Beitragszahlerzahlen beeinflussen dagegen nur das Rentenniveau.

Die demographische Systemstabilität ist bei einer Lohnsummenanpassung nur dann gewährleistet, wenn sich die Zahl der Beitragszahler und die Zahl der Rentner nicht mehr verändern. Entwickeln sich Rentnerzahl und Beitragszahlerzahl dagegen mit der gleichen Rate, so dass der Rentnerquotient insgesamt unverändert bleibt, ist das System instabil, da sich das Rentenniveau wie die Beschäftigtenzahl entwickelt und der Beitragssatz wie die Rentnerzahl (vgl. Gleichungen 16 und 17). Beispielsweise bedeutet eine Geburtenziffer von weniger als zwei Kindern je Frau, dass die Bevölkerung langfristig schrumpft. Bei konstantem Rentnerquotienten können sowohl die Anzahl der Beitragszahler als auch die Rentnerzahlen sinken. Rentenniveau und Beitragssatz gehen so kontinuierlich zurück. Die konjunkturelle Stabilität der Rentenversicherung wird dagegen von der Lohnsummenanpassung gewährleistet, da sich ein konjunkturell bedingtes geringeres Wachstum der Lohnsumme in einem gleichgerichteten geringeren Wachstum der Ausgaben niederschlägt.

Lohnanpassung + Beitragssatzfaktor: Um die Auswirkungen der demographischen Entwicklung auf den Beitragssatz etwas zu dämpfen, kann die Lohnanpassung um weitere Faktoren ergänzt werden. Eine Idee ist, die Renten in dem Maße weniger wachsen zu lassen wie es zu Beitragssatzsteigerungen für die Beitragszahler kommt:

$$(18) \quad \Delta r_t = \Delta y_t - \Delta b_t.$$

Somit gilt für den Beitragssatz:

$$(19) \quad \Delta b_t = \frac{1}{2}(\Delta R_t - \Delta B_t) = \frac{1}{2} \Delta RQ_t$$

und für das Rentenniveau

$$(20) \quad \Delta RN_t = -\Delta b_t = -\frac{1}{2} \Delta RQ_t.$$

Die Folgen der demographischen Entwicklung schlagen sich somit hälftig auf den Beitragssatz und hälftig auf das Rentenniveau nieder. Die Rentenanpassungsformel mit Beitragssatzfaktor sorgt für eine inhärente demographische Systemstabilität. Ist der Rentnerquotient konstant, bleiben auch Rentenniveau und Beitragssatz konstant.

Konjunkturschocks können dagegen nur teilweise abgefangen werden. Für die Ausgabenänderung gilt:

$$(21) \quad \Delta G_t = \Delta y_t + \frac{1}{2} \Delta B_t + \frac{1}{2} \Delta R_t = \Delta Y_t - \frac{1}{2} \Delta B_t + \frac{1}{2} \Delta R_t.$$

Die Ausgaben ändern sich zwar gemäß der Lohnsummenentwicklung, ein Rückgang der Beschäftigtenzahlen schlägt sich aber zusätzlich in einem Ausgabenanstieg nieder.

Lohnanpassung + Nachhaltigkeitsfaktor: Wenn man den Beitragssatz stabil halten will und bedenkt, dass gemäß Gleichung (4) der Beitragssatz vom Rentenniveau und vom Rentnerquotienten abhängt, liegt es nahe, das Rentenniveau gerade in dem Ausmaß zu reduzieren wie der Rentnerquotient steigt. Dies ist die Idee des Nachhaltigkeitsfaktors. Er stellt einen unmittelbaren Zusammenhang zwischen Rentenniveau und Rentnerquotienten her, sodass der Beitragssatz direkt kontrolliert werden kann. Erreicht wird dies, indem die Rentenanpassungsrate durch die Lohnzuwachsrate abzüglich der Wachstumsrate des Rentnerquotienten bestimmt wird:

$$(22) \quad \Delta r_t = \Delta y_t - \Delta RQ_t.$$

Für die Änderungsrate des Rentenniveaus gilt dann:

$$(23) \quad \Delta RN_t = -\Delta RQ_t$$

und für den Beitragssatz:

$$(24) \quad \Delta b_t = 0.$$

Der Beitragssatz bleibt also konstant. Die demographische Entwicklung schlägt sich gänzlich im Rentenniveau nieder. Eine Rentenanpassungsformel mit Lohnfaktor und Nachhaltigkeitsfaktor entspricht damit einem beitragsatzorientierten System. Allerdings muss man die Änderung des Rentnerquotienten auf das Rentenniveau nicht voll wirken lassen. Mit einem Faktor α kann man die Aufteilung der demographischen Last auf das Rentenniveau und den Beitragssatz steuern. Die Rentenanpassungsformel würde dann lauten:

$$(25) \quad \Delta r_t = \Delta y_t - \alpha \cdot \Delta RQ_t.$$

Für das Rentenniveau gilt:

$$(26) \quad \Delta RN_t = -\alpha \cdot \Delta RQ_t$$

und für die Beitragssatzentwicklung:

$$(27) \quad \Delta b_t = (1 - \alpha) \cdot \Delta RQ_t.$$

Für $\alpha=0,5$ ergibt sich eine hälftige Aufteilung auf das Rentenniveau und den Beitragssatz. Diese Rentenanpassungsformel stimmt somit mit einer Lohnanpassung plus Beitragssatzfaktor überein (vgl. Gleichungen (19) und (20)).

Auch hinsichtlich der demographischen Systemstabilität sind eine Anpassungsformel mit Nachhaltigkeitsfaktor $\alpha=0,5$ und eine Formel mit Beitragssatzfaktor identisch. Eine Lohnanpassung mit Nachhaltigkeitsfaktor gewährleistet unabhängig davon, wie groß der Faktor α gewählt wird, ein stabiles System. Konjunkturelle Stabilität ist mit einem Nachhaltigkeitsfaktor ebenfalls gegeben, da der Nachhaltigkeitsfaktor mit $\alpha=1$ bewirkt, dass sich die Ausgaben mit der gleichen Rate entwickeln wie die Lohnsumme $\Delta G_t = \Delta Y_t$ und der Beitragssatz stabil bleibt. Lohnsummenschocks werden somit vollständig abgefangen. Für $\alpha < 1$ fällt die Kompensation von Schocks entsprechend geringer aus.

3.4 Rentenanpassungsformeln im Simulationsvergleich

Die abstrakte Analyse der Grundtypen von Rentenanpassungsformeln bietet Hinweise für die grundsätzlichen qualitativen Eigenschaften von Rentenanpassungsformeln. Um alle Beurteilungskriterien anwenden zu können und um die tatsächlichen quantitativen Implikationen verschiedener Dynamisierungsregeln im deutschen Rentensystem abzuleiten, werden im Folgenden unterschiedliche realistische Rentenanpassungsformeln in ein Simulationsmodell der Gesetzlichen Rentenversicherung integriert und die Ergebnisse hinsichtlich Beitragssatz- und Rentenniveaumentwicklung miteinander verglichen. Zudem kann mit den Simulationsergebnissen das Kriterium der Effizienz überprüft werden, indem die altersspezifischen impliziten Steuersätze berechnet werden. Das Kriterium der intergenerativen Gleichbehandlung wird durch die Berechnung und den Vergleich der mit den verschiedenen Formeln verbundenen kohortenspezifischen impliziten Renditen operationalisiert. Das Kriterium der konjunkturellen Stabilität wird überprüft indem ein Lohnsummenschock simuliert wird.

3.4.1 Das Simulationsmodell und Annahmen

Nachfolgend werden unterschiedliche Rentenanpassungsformeln mit einem Modell der Gesetzlichen Rentenversicherung simuliert und verglichen. Das Simulationsmodell bildet die Einnahmen- und die Ausgabenseite sowie den Rentenanpassungsmechanismus des Systems der Gesetzlichen Rentenversicherung möglichst genau ab. Das Modell wird für das Basisjahr 2009 so kalibriert, dass die wichtigsten Einnahme- und Ausgabengrößen den tatsächlichen Werten entsprechen.

Einnahmeseite

Die wichtigsten Einnahmegrößen sind die Beitragseinnahmen und der Bundeszuschuss. Für die Ermittlung der beitragspflichtigen Einkommen sind die Anzahl der Beitragszahler und die Entwicklung der durchschnittlichen beitragspflichtigen Einkommen von Bedeutung. Die Anzahl der Beitragszahler wird aus der Variante 1W1 der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung abgeleitet.⁷⁰ Dazu wird die Bevölkerungszahl differenziert nach Altersklassen sowie Männern und Frauen mit den auf Basis des Mikrozensus des Statistischen Bundesamtes ermittelten altersspezifischen Erwerbsquoten bzw. Beschäftigungsquoten multipliziert. Es wird angenommen, dass bis 2030 die Arbeitslosenquote von 8% im Basisjahr auf 4% sinkt. Die höhere Erwerbstätigkeit wird gemäß dem Anteil der jeweiligen Gruppe (Beschäftigte, Selbständige, Beamte) an der Gesamtzahl der Erwerbstätigen den einzelnen Gruppen zugeschlagen, sodass sich aufgrund des Rückgangs der Erwerbslosenquote ein Anstieg der (altersspezifischen) Beschäftigtenquoten zeitigt. Zusätzlich wird angenommen, dass die Erwerbsquoten der Älteren im Zeitverlauf zunehmen. Konkret wird angenommen, dass bei den Männern in der Altersklasse der 66-Jährigen bis zum Jahr 2030 die Erwerbsquote von 12,6% auf 35% ansteigt. Dann werden die Erwerbsquoten zwischen der Altersklasse 66 und der Klasse der 59-Jährigen (Erwerbsquote 77,6%) interpoliert, so dass die Erwerbsquote mit zunehmenden Alter in gleichen Schritten sinkt, sich aber in allen Klassen ein Anstieg der Erwerbsbeteiligung ergibt. Für die Frauen wird ein Anstieg der Erwerbsbeteiligung in der Altersklasse 66 von heute 7,2% auf 25% angenommen. Dann wird zwischen den Altersklassen 58 (Erwerbsquote 67,6%) und 66 analog zum Vorgehen bei den Männern interpoliert.

Die durchschnittlichen beitragspflichtigen Einkommen je versicherungspflichtig Beschäftigtem werden getrennt nach Männern und Frauen aus der Versichertenstatistik der Deutschen Rentenversicherung Bund abgeleitet, die differenziert nach Einkommensgruppen und Altersklassen vorliegt (vgl. Gasche 2009b). Für die zukünftige Entwicklung dieser Durchschnittseinkommen werden für 2010 die tatsächlichen Werte und ab 2011 die Annahmen der mittleren Lohnvariante des Rentenversicherungsberichts 2010 unterstellt. Danach erhöht sich die jährlich Lohnzuwachsrate bis 2020 auf 3% p.a. und bleibt dann auf diesem Niveau. Der Bundeszuschuss wird getrennt nach allgemeinem Bundeszuschuss, zusätzlichem Bundeszuschuss und Erhöhungsbetrag gemäß den Regelungen des § 213 SGB VI fortgeschrieben. Für die Entwicklung des Umsatzsteueraufkommens zur Fortschreibung des zusätzlichen Bundeszuschusses werden 2,5% p.a. angenommen.

⁷⁰ Die Variante 1W1 geht davon aus, dass die Lebenserwartung bis 2060 auf 85,0 Jahre (Männer) und 89,2 Jahre (Frauen) steigt, dass die Geburtenrate bei 1,4 liegt und der Wanderungssaldo ab 2014 100.000 Personen jährlich beträgt. Bei diesen Annahmen sinkt die Bevölkerung auf 64,65 Millionen im Jahr 2060 (vgl. Statistisches Bundesamt 2009).

Ausgabenseite

Die Rentenausgaben ergeben sich aus dem Produkt aus der Anzahl der Rentner, dem jährlichen aktuellen Rentenwert und der durchschnittlichen Entgeltpunktzahl. Die Anzahl der Rentner im Basisjahr wird mit der Entwicklung der Rentnerzahl basierend auf der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung fortgeschrieben. Dabei wird unterstellt, dass der Rentenzugang eines Geburtsjahrgangs in einem bestimmten Jahr dem Rückgang der Erwerbsbeteiligung in diesem Jahr entspricht. Der aktuelle Rentenwert wird im Status-quo-Szenario gemäß der gültigen Rentenanpassungsformel und des Nachholfaktors unter Berücksichtigung der Rentengarantie in jedem Jahr angepasst. Für die Verwaltungsausgaben, die Reha-Leistungen und den Wanderungsausgleich werden bis 2014 die Werte aus dem Rentenversicherungsbericht 2010 angenommen. Danach werden die Größen mit einer Zuwachsrate von 1,5% p.a. fortgeschrieben.⁷¹ Diese entspricht der im Modell für den Projektionszeitraum implizit angenommenen Inflationsrate. Die Ausgabenseite wird kalibriert, indem die durchschnittliche Entgeltpunktzahl so gesetzt wird, dass die Rentenausgaben des Basisjahres erreicht werden. Diese Entgeltpunktzahl wird danach konstant gehalten.

Beitragssatz

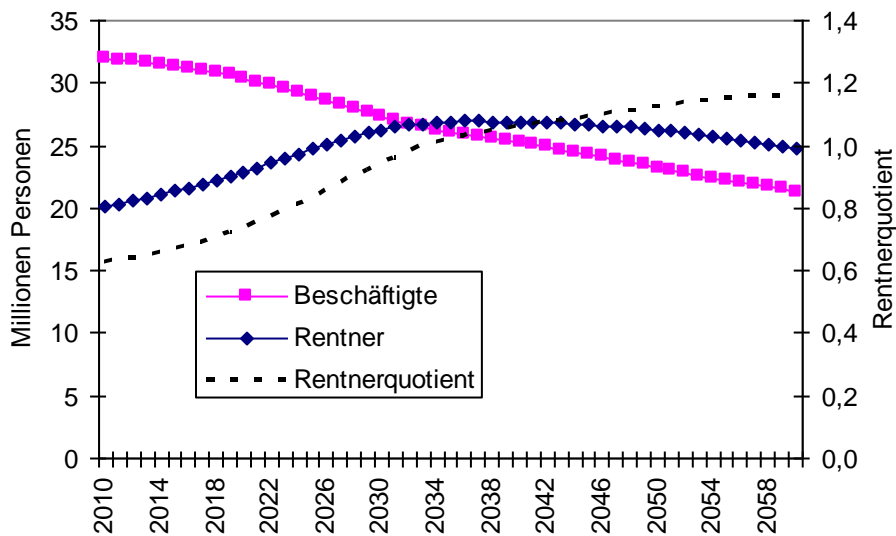
Der Beitragssatz ergibt sich endogen aus der Relation der Ausgaben abzüglich Bundeszuschüsse zu den beitragspflichtigen Einkommen, wobei die Beitragssatzanpassungsregel des § 158 SGB VI angewendet wird, nach der eine Beitragssatzänderung nur dann stattfindet, wenn die Nachhaltigkeitsrücklage im nächsten Jahr unter 0,2 Monatsausgaben (Beitragssatzerhöhung) oder über 1,5 Monatsausgaben (Beitragssatzsenkung) liegen würde. Überschüsse werden der Nachhaltigkeitsrücklage zugeführt. Defizite reduzieren die Nachhaltigkeitsrücklage.

Ergebnisse

Die Zahl der Beschäftigten (Arbeiter und Angestellte) sinkt bis 2030 auf weniger als 27 Millionen. Zu dieser Zeit erreicht die Anzahl der Rentner mit ebenfalls fast 27 Millionen ihr Maximum. Die Beschäftigtenzahl sinkt weiter auf 23 Millionen im Jahr 2050. Die Zahl der Rentner bleibt zunächst auf hohem Niveau, übersteigt also ab 2030 die Zahl der Beschäftigten. In den 2040er Jahren nimmt die Rentnerzahl ab, weil die Baby-Boomer allmählich sterben. Der Rentnerquotient, gemessen an der Anzahl der Personen, steigt zunächst sehr stark von derzeit rund 0,6 auf 1,0 im Jahr 2030 an. Im Jahr 2050 liegt er bei über 1,1. Danach ist der Rentnerquotient nahezu konstant (Abbildung 3.1).

⁷¹ Die unterstellten Veränderungsdaten dieser Ausgabengrößen wirken sich zwar z. B. auf die Höhe des Beitragssatzes aus, die qualitativen Unterschiede zwischen den Beitragssätzen bei Anwendung unterschiedlicher Formeln werden jedoch gar nicht und die quantitativen Unterschiede nur sehr wenig beeinflusst.

Abbildung 3.1: Beschäftigte und Rentner sowie der Rentnerquotient bis 2060



Quelle: eigene Berechnungen beruhend auf der Erwerbsprognose in MEA-PENSIM.

Für die Rentenversicherung ergibt sich im Status quo 2020 ein Beitragssatz von 20,9%, von 23,8% im Jahr 2030 und von 25% im Jahr 2050. Die Beitragssatzziele von nicht mehr als 20% im Jahr 2020 und nicht mehr als 22% im Jahr 2030 werden also verfehlt. Das Bruttorentenniveau sinkt bis 2020 von 49% auf 45%, auf etwa 41% im Jahr 2030 und auf knapp 39% im Jahr 2050.

3.4.2 Simulierte Rentenanpassungsformeln

Bisher wurden Grundtypen von Anpassungsformeln hinsichtlich ihrer Eigenschaften betrachtet. Aus verschiedenen Gründen werden diese Grundformen in der Realität nicht eingesetzt. So werden z. B. Lohnänderungen oder Änderungen des Rentnerquotienten mit einer gewissen Verzögerung in die Rentenanpassung eingehen, da eine bestimmte Zeit vergeht, bis die Größen statistisch erfasst sind. Zudem stellt sich z. B. die Frage, welche Lohngröße und welcher Preisindex zugrunde gelegt werden. Es wird angenommen, dass in den Szenarien mit alternativen Formeln im Jahr 2013 die neue Formel eingeführt wird.⁷²

Status quo: Als Referenz für alle alternativen Formeln wird die oben schon erläuterte derzeit gültige Rentenanpassungsformel verwendet.

$$(28) \quad 1 + \theta_t = \frac{AR_t}{AR_{t-1}} = \frac{BE_{t-1}}{BE_{t-2}} \cdot \frac{VE_{t-2}}{VE_{t-3}} \cdot \frac{100\% - AVA_{t-1} - RVB_{t-1}}{100\% - AVA_{t-2} - RVB_{t-2}} \cdot \left[\left(1 - \frac{RQ_{t-1}}{RQ_{t-2}} \right) \alpha + 1 \right].$$

Bei der Simulation des Status quo wird zusätzlich der Nachholfaktor berücksichtigt.

⁷² Der unter Umständen im Jahr 2013 verbliebene Nachholbedarf wird nicht nachgeholt.

Reine Lohnanpassung: Als alternatives Extremszenario wird die reine Lohnanpassung simuliert, da dies zu einer Politik des konstanten Rentenniveaus führt. Die Renten erhöhen sich hier – und auch in den anderen Formeln mit Lohnanpassung – entsprechend der Entwicklung der versicherungspflichtigen Löhne des Vorjahres.⁷³

$$(29) \quad 1 + \theta_t = \frac{AR_t}{AR_{t-1}} = \frac{VE_{t-1}}{VE_{t-2}}.$$

Da die in der Status-quo-Rentenanpassungsformel verwendeten Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmer erfasst sind, die nicht Beitragsgrundlage der Rentenversicherung sind, wie Beamtengehälter oder Einkommen über der Beitragsbemessungsgrenze, wird diese Größe im Folgenden nicht herangezogen. Gleichwohl gibt es gute Gründe, diese Größe in der Rentenanpassungsformel zu verwenden, etwa wenn man die Rentner an der Produktivitätsentwicklung der gesamten Volkswirtschaft und nicht nur der versicherungspflichtig Beschäftigten teilhaben lassen will.⁷⁴

Inflationsanpassung: Da eine Rentendynamisierung gemäß der Inflationsentwicklung in vielen Ländern praktiziert wird, wird eine Rentenanpassungsformel simuliert, nach der sich der aktuelle Rentenwert gemäß der Preisentwicklung des Vorjahres fortschreibt. Als Inflationsrate wird eine Rate von 1,5% angenommen. Bei der langfristig unterstellten Lohnzuwachsrate von nominal 3% bedeutet dies implizit, dass von einem Produktivitätswachstum von 1,5% ausgegangen wird.⁷⁵

$$(30) \quad 1 + \theta_t = \frac{AR_t}{AR_{t-1}} = \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}.$$

Lohnsummenanpassung: Für die Rentenanpassung gemäß der Lohnsummenentwicklung wird angenommen, dass sich die Renten gemäß der Zuwachsrate der Lohnsumme des Vorjahres erhöhen. Die Lohnsumme ergibt sich aus dem Produkt aus versicherungspflichtigen Löhnen VE und der Anzahl der Beitragszahler B :

$$(31) \quad 1 + \theta_t = \frac{AR_t}{AR_{t-1}} = \frac{VE_{t-1} \cdot B_{t-1}}{VE_{t-2} \cdot B_{t-2}}.$$

⁷³ Weil zur Rentenanpassung am 1. Juli eines Jahres die Daten für die versicherungspflichtigen Löhne des vergangenen Jahres noch nicht vorliegen, wird man in der Realität den Wert des Vorvorjahres nehmen und die Rentenanpassung auf den 1. Januar verschieben müssen (vgl. Kommission für die Nachhaltigkeit in der Finanzierung der Sozialen Sicherungssysteme 2003 oder Sachverständigenrat 2003 und 2004). Für die Simulationen hier wird jedoch einheitlich auf Zahlen des vergangenen Jahres zurückgegriffen. Für die Ergebnisse in mittel- und langfristiger Perspektive hat diese Abweichung vom statistisch Möglichen keine Bedeutung.

⁷⁴ Für die Simulationsrechnungen ist die Frage der gewählten statistischen Größe jedoch ohne Bedeutung, da in der Regel in Simulationsrechnungen für beide Lohngrößen zumindest mittel- und langfristig die gleiche Wachstumsrate angenommen wird (vgl. z. B. Bundesministerium für Arbeit und Soziales 2010).

⁷⁵ Für die nachfolgenden Simulationen ist die Produktivitätsannahme jedoch unerheblich, da mit nominalen Größen gerechnet wird.

Lohnanpassung + Beitragssatzfaktor: Abweichend vom Beitragssatzfaktor in der Status-quo-Formel (28) wird für die Anpassung mit Beitragssatzfaktor angenommen, dass die Rentenentwicklung mit der gleichen Rate gedämpft wird, wie der Beitragssatz steigt:

$$(32) \quad 1 + \theta_t = \frac{AR_t}{AR_{t-1}} = \frac{VE_{t-1}}{VE_{t-2}} \left[\left(1 - \frac{RVB_{t-1}}{RVB_{t-2}} \right) + 1 \right].$$

Damit ist die Wirkung der Beitragssatzentwicklung auf die Rentenanpassung direkter.⁷⁶

Lohnanpassung + Nachhaltigkeitsfaktor: Für die Rentenanpassung mit Nachhaltigkeitsfaktor wird der Nachhaltigkeitsfaktor aus der Status-quo-Formel übernommen. In den Simulationen wird alternativ $\alpha=1$ und $\alpha=0,5$ gesetzt. Für $\alpha=1$ handelt es sich wie oben gezeigt um eine Politik der Beitragssatzstabilität. Das Rentenniveau entwickelt sich tendenziell gemäß der Entwicklung des Rentnerquotienten. Damit stellt die Rentenanpassungsformel mit $\alpha=1$ das „Gegenstück“ zur reinen Lohnanpassung dar.

$$(33) \quad 1 + \theta_t = \frac{AR_t}{AR_{t-1}} = \frac{VE_{t-1}}{VE_{t-2}} \cdot \left[\left(1 - \frac{RQ_{t-1}}{RQ_{t-2}} \right) \alpha + 1 \right].$$

Lohnsummenanpassung + Inflationsanpassung: Kürzlich wurde vorgeschlagen, die Renten gemäß einer Kombination aus Lohnsummen und Inflationsentwicklung anzupassen:⁷⁷

$$(34) \quad 1 + \theta_t = \frac{AR_t}{AR_{t-1}} = 0,5 \cdot \left[\frac{VE_{t-1} \cdot B_{t-1}}{VE_{t-2} \cdot B_{t-2}} + \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right].$$

Die Rentenanpassungsrate ist also das arithmetische Mittel aus Lohnsummenzuwachsrate und Inflationsrate. Um die Bedeutung unterschiedlicher Inflationsraten herauszuarbeiten, wird eine Inflationsrate von 1,5% und alternativ von 2% simuliert.⁷⁸

Lohnanpassung + Demographischer Faktor: Der im Jahr 1998 eingeführte und vor seiner Anwendung abgeschaffte „Demographische Faktor“ sah eine Bremsung des Rentenzuwachses vor, wenn die Lebenserwartung LE steigt.⁷⁹ Hier wird angenommen, dass die Rentenanpassung geringer ausfällt, wenn die fernere Lebenserwartung eines 65-Jährigen im Vorjahr zugenommen hat.

⁷⁶ Will man nominale Rentensenkungen ausschließen, müssen grundsätzlich alle Rentenanpassungsformeln mit einem Nachholfaktor versehen werden, der unterbliebene Rentenmindersteigerungen nachholt. Bei den Simulationen kann es trotz relativ hoher angenommener Lohnsteigerungsraten insbesondere bei der Formel mit Beitragssatzfaktor zu negativen Anpassungen kommen (in den Simulationen war dies in zwei Jahren der Fall). In den Berechnungen wurde auf einen Nachholfaktor verzichtet und die Renten ggf. gemäß der Rentenanpassungsformel gesenkt. Mittel- und langfristig sind diese Ergebnisse identisch mit denen einer Formel mit Rentengarantie und Nachholfaktor.

⁷⁷ Vgl. FNA-Jahrestagung 2011: Vortrag von Prof. Dr. Dr. h.c. Rürup.

⁷⁸ Da die Lohnentwicklung nicht verändert wird, handelt es sich faktisch um die Simulation unterschiedlicher Produktivitätsentwicklungen.

⁷⁹ Konkret war vorgesehen, als Maßgröße die Zunahme der Lebenserwartung von vor 8 Jahren gemäß der Periodensterbetafel des Statistischen Bundesamtes zu verwenden. Zudem wurde noch ein Faktor von 0,5 eingeführt, sodass die Zunahme der Lebenserwartung sich nur hälftig rentendämpfend auswirkte.

$$(35) \quad 1 + \theta_t = \frac{AR_t}{AR_{t-1}} = \frac{VE_{t-1}}{VE_{t-2}} \cdot \left[\left(1 - \frac{LE_{t-1}}{LE_{t-2}} \right) + 1 \right].$$

Die für die Simulationen verwendete Entwicklung dieser Lebenserwartung ergibt sich aus den vom Statistischen Bundesamt im Rahmen der 12. Koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung veröffentlichten Sterbetafeln Variante L1 bis zum Jahr 2060.⁸⁰ Konkret wird unterstellt, dass die Lebenserwartung 65-Jähriger mit einer Rate von durchschnittlich rund 0,45% p.a. bis auf 22,3 Jahre bei den Männern und 25,5 Jahre bei den Frauen im Jahr 2060 ansteigt.

3.4.3 Beurteilung der Rentenanpassungsformeln

Nachfolgend werden die realistischen Rentenanpassungsformeln unter Verwendung der Simulationsergebnisse nach den in Abschnitt 3.3 aufgestellten Kriterien miteinander verglichen und beurteilt.

a.) Einfachheit und Verlässlichkeit

Einfachheit ist bei der derzeitigen Rentenanpassungsformel nicht gegeben. Es beginnt schon mit dem Lohnfaktor, der die Änderungsraten zweier unterschiedlicher Lohngrößen in zwei unterschiedlichen Jahren enthält. Der Beitragssatzfaktor mit Riester-Treppe und die Konstruktion des Nachhaltigkeitsfaktors mit Äquivalenzrentnern und -beitragszahlern sind schwer vermittelbar. Schließlich führt die Ergänzung um den Nachholfaktor und die Beachtung diverser Schutzklauseln dazu, dass die Rentenanpassung nur noch für wenige Experten verständlich ist. Am einfachsten ist sicherlich die Regel, dass die Renten im gleichen Ausmaß wie die Löhne steigen oder dass die Renten mit der Inflationsrate steigen. Hier ergeben sich jedoch, wie sich unten zeigen wird, andere Probleme. Andere Formeln, nach denen die Renten grundsätzlich der Lohnentwicklung folgen, die aber noch einen dämpfenden Faktor (Beitragssatzfaktor, Nachhaltigkeitsfaktor, demographischer Faktor) enthalten, nehmen bezüglich des Kriteriums Einfachheit eine mittlere Stellung ein.

Verlässlichkeit und Transparenz ergibt sich schon aus der Tatsache, dass für die Rentenanpassung eine Formel zugrunde gelegt wird. Allerdings sind die Möglichkeiten der diskretionären Eingriffe umso größer, je mehr Komponenten, deren Wirkung z. B. ausgesetzt werden kann, in der Formel enthalten sind. Die Aussetzung der Wirkung der Riester-Treppe für die Rentenanpassungen 2008 und 2009 stellt ein Beispiel für eine Maßnahme dar, die die Verlässlichkeit untergräbt, genauso wie schnell aufeinanderfolgende Änderungen der Formel.

⁸⁰ Die Sterbetafeln sind in 5-Jahresintervallen veröffentlicht. Die Lebenserwartung für die einzelnen Jahre wird durch Interpolation zwischen den durch die Sterbetafeln gegebenen Werten gewonnen.

b.) Rentenniveau und Beitragssatz

Die Simulationsrechnungen zeigen, dass im Status quo das Bruttorentenniveau⁸¹ von 49% auf etwa 39% im Jahr 2050 sinkt (Abbildung 3.2). Der Beitragssatz steigt bis 2030 auf rund 24% und bis 2050 auf 25%. Die Politik eines konstanten Bruttorentenniveaus (*Lohnanpassung*) würde dagegen einen Beitragssatz von fast 28% schon im Jahr 2030 und von über 31% im Jahr 2050 nach sich ziehen (Abbildung 3.3). Das sind im Vergleich zur Rentenanpassung im Status quo vier bzw. sechs Prozentpunkte mehr. Befürworter von Reformen, die eine Abkehr von der derzeitigen Rentenanpassungsformel hin zu einer Lohnanpassung vertreten (vgl. Dedring et al. 2010), sollten diesen „Preis“ eines konstanten Rentenniveaus kennen. Das andere Extrem ergibt sich mit einem Nachhaltigkeitsfaktor und $\alpha=1$ (*Lohnanpassung+NAF1,0*). Hier kann der Beitragssatz – nach einem zwischenzeitlichen Anstieg zwischen 2020 und 2030 – auf rund 20% konstant gehalten werden. Das Rentenniveau liegt aber schon vor 2030 unter 40% und im Jahr 2050 nur noch bei 31%. Die derzeitige Rentenanpassungsformel stellt somit einen guten Kompromiss zwischen den beiden sich widersprechenden Zielen eines konstanten Beitragssatzes und eines konstanten Rentenniveaus dar. Ein solcher Kompromiss kann in ähnlicher Weise auch mit einem Beitragssatzfaktor (*Lohnanpassung+BSF*) oder mit einem Nachhaltigkeitsfaktor mit $\alpha=0,5$ erzielt werden (*Lohnanpassung+NAF0,5*).

Rentenanpassungsformeln, die die Lohnsummenentwicklung enthalten, führen dagegen langfristig zu einem starken Rückgang des Rentenniveaus und entsprechend auch zu einem Rückgang des Beitragssatzes. Dies liegt daran, dass bei der Lohnsummenanpassung, wie oben schon herausgestellt, der Beitragssatz von der Entwicklung der Rentnerzahlen und das Rentenniveau von der Entwicklung der Beitragszahlerzahl getrieben werden. So geht bei der Lohnsummenanpassung der Beitragssatz Mitte der 2040er Jahre zurück (*Lohnsumme*), weil zu dieser Zeit die Rentnerzahlen sinken. Das Rentenniveau sinkt weiter mit der Anzahl der Beitragszahler. Bis etwa 2035 sind jedoch bei einer Lohnsummenanpassung Renteniveaus und Beitragssätze höher als im Status quo. Die Lohnsummenanpassung dämpft also bis dahin die Renten weniger stark.

Die Rentenanpassungsformel mit demographischem Faktor (*Löhne+DF*) führt ebenfalls zu einem permanent sinkenden Rentenniveau, solange die Lebenserwartung steigt. Der Beitragssatz stabilisiert sich ab Mitte der 2030er Jahre auf einem Niveau von etwas mehr als 26%. Der Grund hierfür besteht darin, dass der Teil der Erhöhung des Rentnerquotienten, der auf eine Erhöhung der Lebenserwartung beruht, durch die schwächere Rentenanpassung neutralisiert wird. Der Demographiefaktor kann also in ähnlicher Weise wie der Nachhaltigkeitsfaktor und der Beitragssatzfaktor den Beitragssatzanstieg bei einem moderaten Rückgang des Rentenniveaus bremsen.

⁸¹ Für die Berechnung des Bruttorentenniveaus in den Jahren 2010 und 2011 wurden die von der Deutschen Rentenversicherung veröffentlichten vorläufigen Werte von 32.003 Euro für 2010 und 30.268 Euro für 2011 verwendet. Ab 2012 wächst das Durchschnittseinkommen mit der unterstellten Lohnzuwachsrate.

Beim Vergleich des Beitragssatzes im Status quo mit dem Beitragssatz bei einer Rentenanpassung ohne Beitragssatzfaktor (*Status quo ohne BSF*) erkennt man die große Bedeutung des Beitragssatzfaktors in der derzeitigen Rentenanpassungsformel. Er allein kann für einen bis zu 3 Prozentpunkte geringeren Beitragssatz sorgen. Bei einer Rentenanpassungsformel mit Beitragssatzfaktor (*Löhne + BSF*) kann dementsprechend der Beitragssatz bis 2050 unter 25% gehalten werden.

Wie oben schon theoretisch gezeigt wurde, führen ein Nachhaltigkeitsfaktor mit $\alpha=0,5$ und ein Beitragssatzfaktor zu ganz ähnlichen Ergebnissen. Eine Identität kann wegen der „timelags“ in der Formel und anderen Größen wie dem Bundeszuschuss, die in der Realität berücksichtigt werden müssen, nicht auftreten. Die „Verwandtschaft“ der beiden Formeln ist jedoch deutlich erkennbar. Die stufenförmige Entwicklung des Rentenniveaus beim Beitragssatzfaktor ist mit der stufenförmigen Entwicklung des Beitragssatzes begründet. Diese wiederum kommt durch die Beitragssatzveränderungsregel zustande, nach der der Beitragssatz nur dann geändert wird, wenn die Nachhaltigkeitsrücklage 0,2 Monatsausgaben unterschreitet (Erhöhung) oder 1,5 Monatsausgaben überschreitet (Senkung).

Eine *Inflationsanpassung* wird in den Abbildungen nicht explizit aufgeführt. Je nachdem, wie sehr die Lohnzuwachsrate die Inflationsrate übersteigt, kommt es zu einem mehr oder weniger starken kontinuierlichen Rückgang des Rentenniveaus und langfristig auch des Beitragssatzes.⁸² Sofern in der Volkswirtschaft ein positives Produktivitätswachstum realisiert wird und man davon ausgeht, dass sich die Entlohnung des Faktors Arbeit zumindest langfristig an dieser Produktivitätsentwicklung orientiert, ist von einer positiven Differenz zwischen Lohnzuwachsrate und Inflationsrate auszugehen.

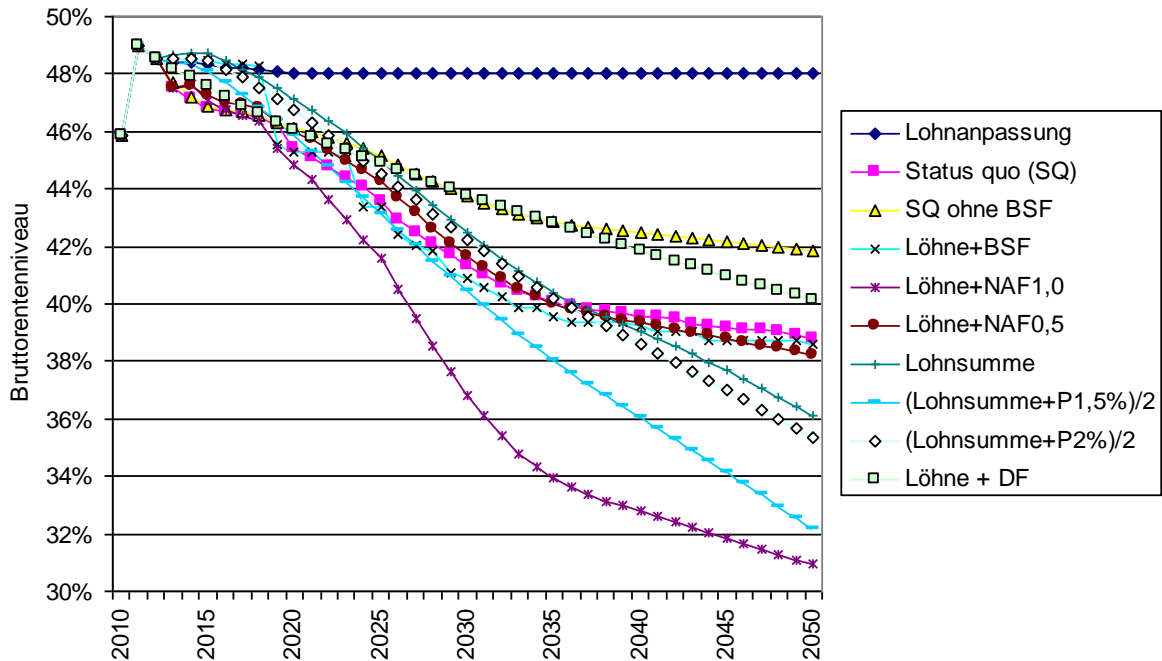
Kombiniert man in der Rentenanpassungsformel die Inflationsentwicklung von 1,5% p.a. bzw. 2% p.a. mit der Lohnsummenentwicklung (*Lohnsumme+P1,5 und Lohnsumme+P2,0*), wie es teilweise gefordert wird, ergeben sich je nach Annahmen über die Inflationsrate und damit über die Produktionsentwicklung im Jahr 2050 Rentenniveaus von 35% (Inflationsrate 2%, Produktivität 1%) und 32% (Inflationsrate 1,5%, Produktivität 1,5%). Der Beitragssatz ist angesichts dieser niedrigen Rentenniveaus mit knapp 23% bzw. 21% ebenfalls entsprechend gering.

Es zeigt sich, dass mit bestimmten Rentenanpassungsformeln moderate Beitragssatz- und Rentenniveauentwicklungen erreicht werden können, z. B. mit dem Nachhaltigkeitsfaktor $\alpha=0,5$, einem Beitragssatzfaktor oder mit der derzeit gültigen Rentenanpassungsformel. Es zeigt sich auch, dass bei einem Wechsel zu einer neuen Formel im Jahr 2013 nicht unbedingt das Nachholen realisiert werden muss, da mit den anderen Faktoren die gleichen Ergebnisse erzielt werden können. Doch bleibt das Nachholen auch Bestandteil dieser

⁸² Da in den Modellberechnungen sowohl die Lohnzuwachsrate als auch die Inflationsrate exogene Größen sind, ist die Rentenanpassungsrate letztlich auch exogen gegeben. Die angenommene Differenz zwischen beiden Größen bestimmt die Ergebnisse.

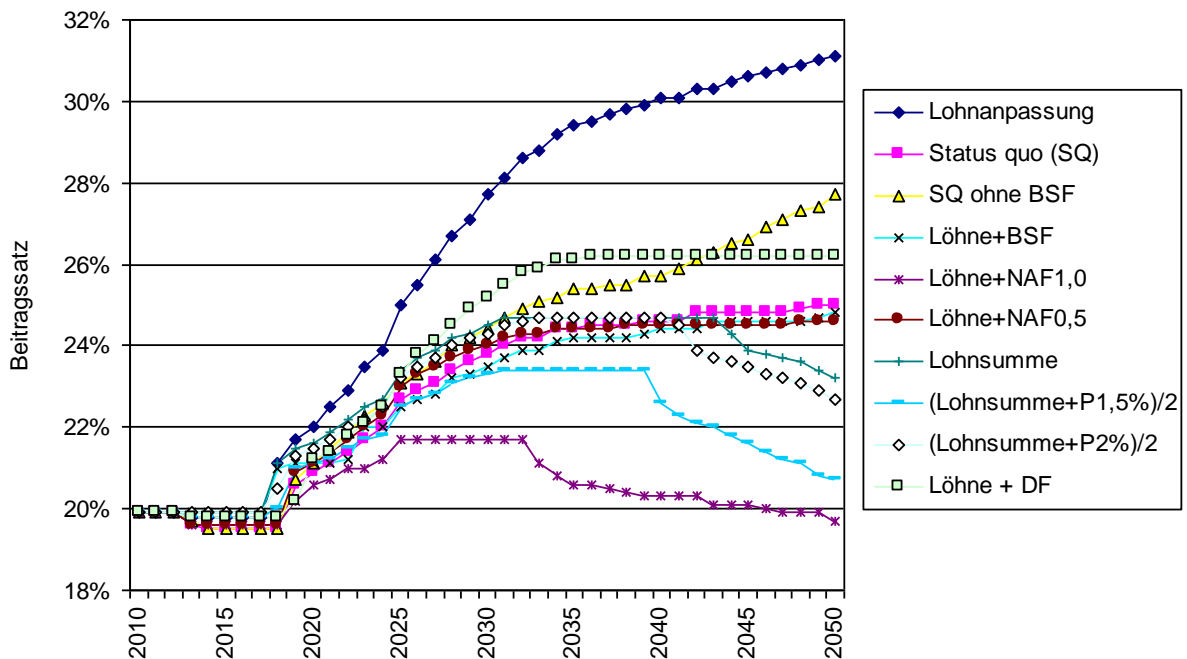
Formeln. Denn wenn weiterhin die Renten nie sinken dürfen, muss auch bei der Etablierung einer anderen Formel ein Nachholmechanismus integriert werden, um die vorgegebenen Ziele zu erreichen. Die Frage „Nachholen oder nicht?“ ist also keine Frage der Ausgestaltung der Rentenanpassungsformel.

Abbildung 3.2: Bruttorentenniveau bei unterschiedlichen Rentenanpassungsformeln



Quelle: eigene Berechnungen.

Abbildung 3.3: Beitragssatz bei unterschiedlichen Rentenanpassungsformeln



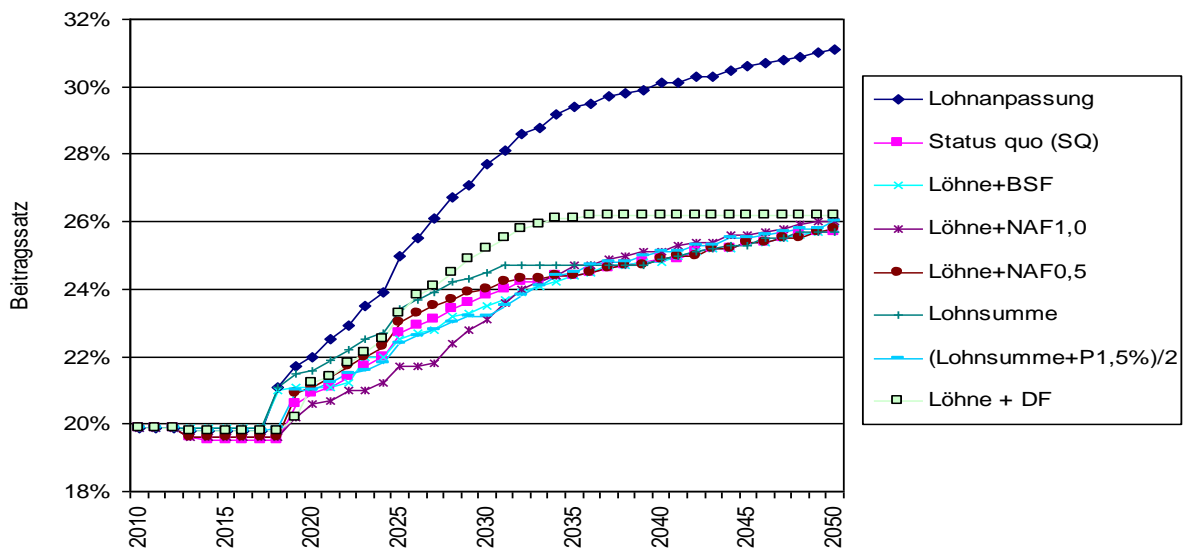
Quelle: eigene Berechnungen.

Selbstverständlich kann man alle betrachteten Rentenanpassungsformeln direkt mit einem Niveausicherungsziel versehen, so dass ein Unterschreiten eines bestimmten Rentenniveaus automatisch verhindert wird (vgl. Faik und Köhler-Rama 2009). Sinnvoll wäre eine solche *Rentenniveauuntergrenze* vor allem für Formeln, die über keine inhärente Stabilisierungsfunktion verfügen und so zu sehr niedrigen Rentenniveaus führen können (Lohnsummenanpassung, Inflationsanpassung, Demographischer Faktor). Im einfachsten Fall wird eine untere Bruttorentenniveaugrenze definiert.⁸³ Dies bedeutet jedoch nichts anderes als dass man nach Erreichen der Untergrenze die Rentenanpassungsformel wechselt und zur reinen Lohnanpassung übergeht.⁸⁴ Die Stabilität des Systems wird in diesen Fällen durch einen Wechsel der Rentenanpassungsregel erreicht und nicht durch das Anpassungssystem selbst. Eine mit solchen Rentenniveaugrenzen versehende Formel büßt jedoch an Einfachheit und Transparenz ein. Der Unterschied zwischen den Formeln besteht letztlich nur in dem Zeitpunkt, wann die Rentenniveauuntergrenze erreicht und zur Lohnanpassung übergegangen wird. Abbildung 3.4 zeigt für ausgewählte Formeln die Beitragssatzentwicklung, wenn als Untergrenze ein Bruttorentenniveau von 40% festgelegt wird. Im Fall des Nachhaltigkeitsfaktors mit $\alpha=1$ greift die Untergrenze schon im Jahr 2027. Bei einer kombinierten Lohnsummen- und Inflationsanpassung wird im Jahr 2030 zur Lohnanpassung übergegangen. Die Formel mit Demographiefaktor führt bei der unterstellten Zunahme der Lebenserwartung in der Variante L1 erst ab 2050 zu einem Niveau unter 40%. Bei allen anderen betrachteten Formeln findet der Übergang etwa Mitte der 2030er Jahre statt. Im Maximum unterscheiden sich die Beitragssätze in der Zeit bis 2035 um rund 2 Prozentpunkte (Abbildung 3.4). Da das Rentenniveau langfristig identisch ist, ist auch langfristig die Beitragssatzentwicklung gleich. Bis 2050 steigt der Beitragssatz auf einheitlich 26%. Im Vergleich zur reinen Lohnanpassung mit einem Rentenniveau von 48%, bedeutet das einen um 5,5 Prozentpunkte geringeren Beitragssatz (Abbildung 3.4).

⁸³ Die Grenze muss politisch festgelegt werden und bestimmten sozialpolitischen Vorstellungen genügen. Man kann die Bruttorentenniveaugrenze gerade so festlegen, dass sie mit einem gewünschten Mindestnettorentenniveau (vor Steuern) korrespondiert. Man kann auch ein Nettorentenniveauziel in die Formel integrieren. Bei Erreichen der Grenze würde man entsprechend zu einer Nettolohnanpassung übergehen (vgl. Faik und Köhler-Rama 2009).

⁸⁴ Entsprechend könnte man auch eine Obergrenze definieren, die einen Übergang zur reinen Lohnanpassung indiziert. Wird die Obergrenze unterschritten, geht man wieder zurück zur ursprünglichen Formel.

Abbildung 3.4: Beitragssatz bei unterschiedlichen Rentenanpassungsformeln mit Rentenniveausicherungsziel 40%⁸⁵



Quelle: eigene Berechnungen.

c.) Demographische Systemstabilität

Wie schon die theoretische Analyse in Abschnitt 3.3 gezeigt hat, ist die demographische Systemstabilität bei einer Lohnsummenanpassung und bei der Inflationsanpassung nicht gegeben. Bei allen Formeln, in denen die Lohnsummenentwicklung eine Rolle spielt, sinken langfristig das Rentenniveau und der Beitragssatz kontinuierlich (vgl. Abbildung 3.2 und Abbildung 3.3) obwohl er Rentnerquotient nur noch leicht ansteigt (vgl. Abbildung 3.1). Es gibt keinen inhärenten Stabilisierungsmechanismus. Anders ist dies bei der derzeit gültigen Rentenanpassungsformel und bei den Anpassungsformeln mit Beitragssatzfaktor und Nachhaltigkeitsfaktor. Sie führen im Gegensatz zur Lohnsummenanpassung das System automatisch zu einer gebremsten Beitragssatzentwicklung und zu einer gebremsten Entwicklung des Rentenniveaus, wenn sich der Rentnerquotient demographisch bedingt stabilisiert bzw. nicht mehr so stark ansteigt, wie das um das Jahr 2050 der Fall sein wird. Bei einer Anpassungsformel mit Demographiefaktor gibt es eine demographische Systemstabilisierung, wenn sich auch die Lebenserwartung allmählich stabilisiert. Ansonsten sinkt das Rentenniveau kontinuierlich weiter.

d.) Konjunkturelle Systemstabilität

Die konjunkturelle Systemstabilität wird überprüft, indem ein Lohnsummenschock simuliert wird. Dazu wird angenommen, dass im Jahr 2025 die beitragspflichtigen Einkommen um 4% niedriger sind als in der Situation ohne Schock. Dieser Rückgang setzt sich aus einem um 2 Prozentpunkte geringeren Lohnwachstum (1% anstatt 3%) und einer um 2 Prozentpunkte geringeren Beschäftigungsentwicklung zusammen. Im Vergleich zum Vorjahr sinkt die

⁸⁵ Das Bruttostandardrentenniveau darf 40% nicht unterschreiten.

Beschäftigung damit um 3,1% anstatt um 1,1% im Referenzszenario ohne Schock. Es wird zudem unterstellt, dass der Schock transitorisch ist: Im Jahr 2027 haben die Löhne und die Beschäftigtenzahlen das Niveau erreicht, das sie ohne Schock gehabt hätten. Entsprechend kommt es bei der Entwicklung der Beschäftigtenzahlen und der Entwicklung der Löhne in den Jahren 2026 und 2027 zu Gegenreaktionen. Die Beschäftigung sinkt in den beiden Jahren nicht um jeweils 1,1%, sondern nur noch um jeweils 0,1% und die Löhne nehmen um 4,1% 2026 bzw. 3,9% 2027 zu, anstatt um 3% p.a. Zur Vereinfachung wird bei allen simulierten Formeln auf die Anwendung von Schutzklauseln (Rentengarantie) verzichtet, Rentensenkungen sind also möglich.

Insgesamt zeigt sich, dass ein Lohnsummenschock bei den realistischen Rentenanpassungsformeln teilweise recht lange nachwirkt. Anders als in der stilisierten Analyse in Abschnitt 3.3 passt sich bei den realistischen Rentenanpassungsformeln die Ausgabenseite nicht sofort, sondern erst mit einer zeitlichen Verzögerung von einem Jahr an den Einnahmeschock an, sodass sowohl der Beitragssatz als auch das Rentenniveau im Jahr 2025 stark von ihren Werten ohne Schock abweichen (Abbildung 3.5 und Abbildung 3.6).⁸⁶ Im nächsten Jahr kommt es dann zu einer starken Gegenreaktion bei den Ausgaben, weil dann die in den Anpassungsformeln enthaltenen Lohngrößen und ggf. die Entwicklung des Rentnerquotienten die Renten und damit die Ausgaben dämpfen.

Dies schlägt sich jedoch nicht in einer sofortigen starken Beitragssatzsenkung nieder, da dies die Beitragssatzänderungsregeln verhindern, die erst bei einem bestimmten Niveau der Nachhaltigkeitsrücklage Beitragssatzänderungen erlauben. Die Beitragssatzänderungsregel trägt damit – neben den „timelags“ in den Anpassungsformeln – ebenfalls zur Persistenz des Schocks bei. Beitragssatzänderungen werden verzögert und der Beitragssatzpfad wird beeinflusst. Grundsätzlich sind aber bei allen Formeln, die die Lohnentwicklung oder die Lohnsummenentwicklung berücksichtigen, die Effekte nach zehn Jahren weitgehend abgeklungen (Abweichungen vom Referenzpfad nicht mehr als 0,1 Prozentpunkte).⁸⁷ Eine Ausnahme bildet die reine Inflationsanpassung, da sie wie oben gezeigt keinen Mechanismus hat, der bei einer schwachen Einnahmenentwicklung auch die Ausgaben bremst. Hier sind die Abweichungen vom Referenzpfad am größten. Entsprechend weist auch der Beitragssatz bei einer Kombination aus Lohnsummenanpassung und Inflationsanpassung längere Zeit größere Abweichungen vom Referenzpfad ohne Schock auf.

Auffällig sind auch die Auswirkungen bei der Rentenanpassungsformel mit Beitragssatzfaktor. Dieser macht in Kombination mit der Regelung zur Beitragssatzanpassung, nach der eine Beitragssatzänderung erst bei einem bestimmten

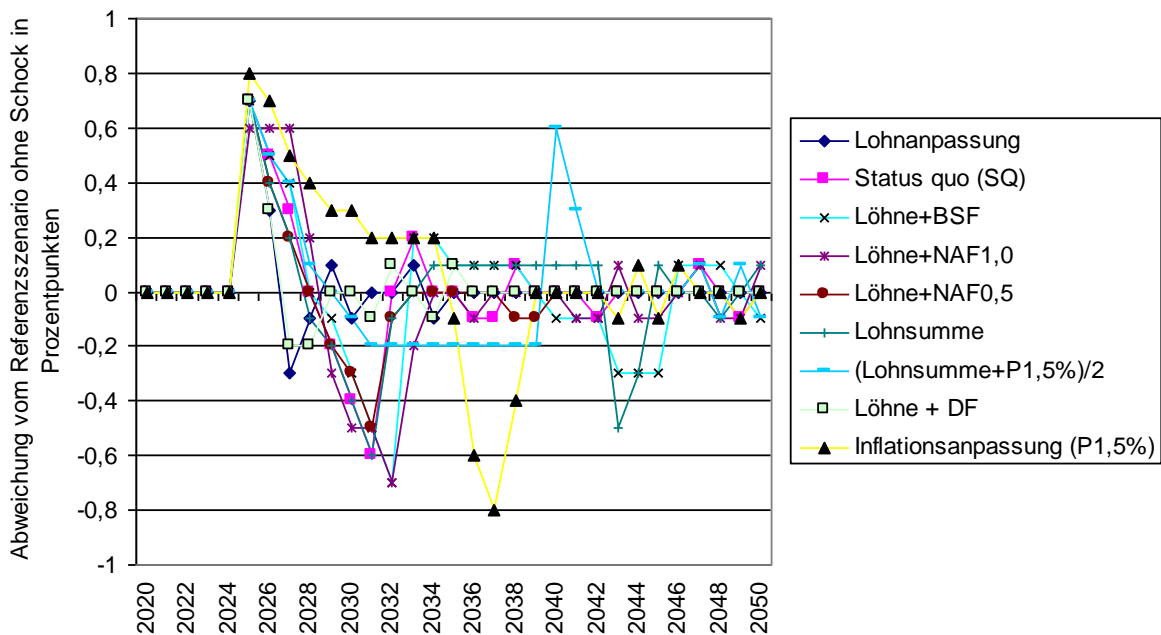
⁸⁶ Es wurde angenommen, dass ein Lohnsummeneinbruch im Jahr 2025 schon Ende des Jahres 2024 bekannt ist und der Beitragssatz entsprechend schon für das Jahr 2025 hoch gesetzt wird.

⁸⁷ Dies entspricht dem Ergebnis von Börsch-Supan, Gasche und Wilke (2010), wo die Effekte der Finanzkrise des Jahres 2008 u.a. auf den Beitragssatz simuliert wurden. Im Szenario ohne Rentengarantie erreicht der Beitragssatz etwa 2020 wieder den Pfad ohne Krise.

Niveau der Nachhaltigkeitsrücklage vollzogen wird, das System instabil. Zwar wird der Beitragssatz stabilisiert solange sich die Rücklage in den vorgesehenen Grenzen bewegt. Doch werden diese über- bzw. unterschritten, kommt es zu heftigen Ausschlägen des Beitragssatzes. Spielt die Beitragssatzentwicklung dann in der Anpassungsformel eine Rolle, kommt es im nächsten Jahr zu einer entsprechend starken Reaktion der Rentenanpassung, was sich dann aber wieder auf die Ausgaben auswirkt. Die Nachhaltigkeitsrücklage verändert sich und dies wirkt letztlich wieder auf den Beitragssatz. Es kommt zu stärkeren Schwankungen des Beitragssatzes und des Rentenniveaus um den Referenzpfad ohne Schock (Abbildung 3.5 und Abbildung 3.6). Diese Schwankungen schwächen sich im Zeitverlauf ab, sind aber noch 20 Jahre nach dem Schock vorhanden.

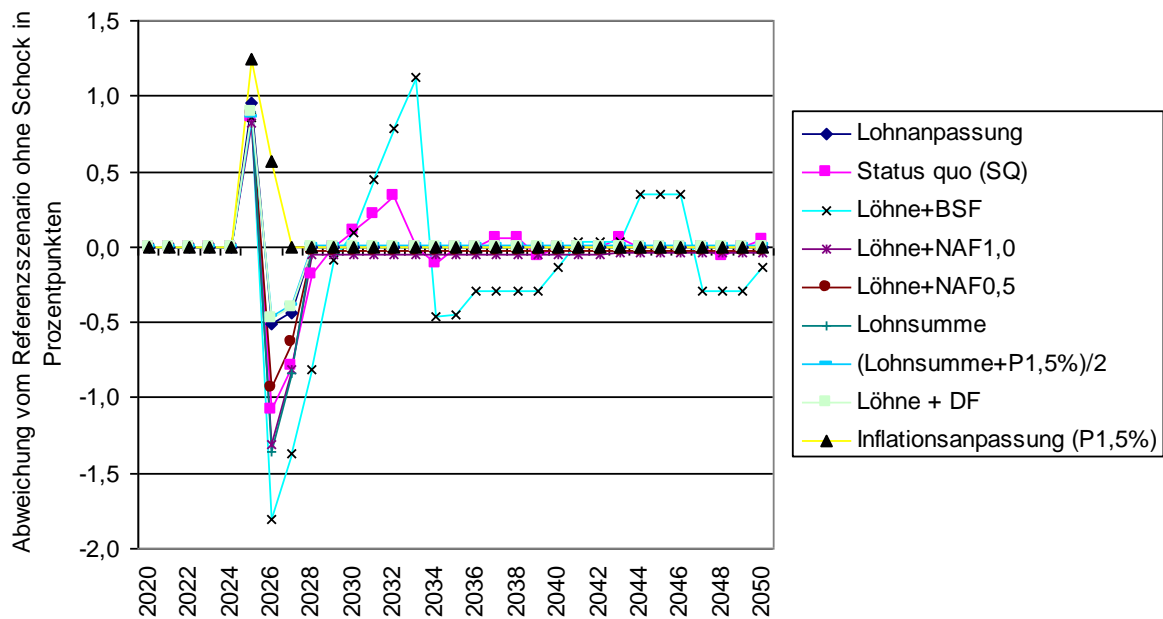
Die Neigung zu Ausschlägen durch den Beitragssatzfaktor zeigt sich grundsätzlich auch in der Status-quo-Anpassungsformel. Hier ist der Effekt aber abgeschwächt, da bei der Rentenanpassung auch die Lohnentwicklung und die Entwicklung des Rentnerquotienten eine Rolle spielt und weil die spezielle Ausgestaltung des Beitragssatzfaktors Beitragssatzänderungen weniger stark auf die Rentenentwicklung überträgt (vgl. Gleichung (28) mit (32)).

Abbildung 3.5: Abweichung des Beitragssatzes bei einem negativen Lohnsummenschock von der Referenzsituation ohne Schock



Quelle: eigene Berechnungen.

Abbildung 3.6: Abweichung des Bruttoentenniveaus bei einem negativen Lohnsummenschock von der Referenzsituation ohne Schock



Quelle: eigene Berechnungen.

Die Effekte, die auf die Beitragssatzanpassungsregel zurückzuführen sind, kann man „ausschalten“, indem man den Beitragssatzänderungsdruck in einem Jahr t misst. Dieser ist dann gegeben, wenn die Zuwachsrate der beitragspflichtigen Einkommenssumme ΔY_t von der Zuwachsrate der Rentenausgaben ΔG_t abweicht.⁸⁸ Vergleicht man nun den Beitragssatzänderungsdruck in den Jahren nach dem Lohnsummenschock mit dem Beitragssatzänderungsdruck in den entsprechenden Jahren in der Referenzsituation ohne Schock, zeigt sich, dass die Maßzahlen für den Beitragssatzänderungsdruck für fast alle Rentenanpassungsformeln ab dem Jahr 2030 mit und ohne Schock übereinstimmen. Ohne die Beitragssatzanpassung in Abhängigkeit von der Nachhaltigkeitsrücklage, wäre der Schock also nach fünf Jahren verarbeitet.

Ausnahmen bilden die Formel mit Beitragssatzfaktor und die Status-quo-Formel. Hier wird der Beitragssatzpfad längerfristig verändert und es ergeben sich auch über das Jahr 2030 hinaus Unterschiede im Beitragssatzänderungsdruck zwischen dem Schockszenario und dem Referenzszenario ohne Schock, wobei bei der Status-quo-Formel diese Unterschiede relativ gering sind.

Damit kann man festhalten, dass die tatsächliche – realistische – Ausgestaltung von Rentenanpassungsformeln mit „timelags“ und die derzeit gültige Beitragssatzänderungsregel in Abhängigkeit von der Höhe der Nachhaltigkeitsrücklage eine grundsätzlich im System enthaltene konjunkturelle Stabilisierungsfunktion abschwächen. Die

⁸⁸ Aus den Gleichungen (1) und (4) lässt sich ableiten: $b=G/Y$.

Beitragssatzanpassungsregel vermeidet zwar häufige Beitragssatzänderungen, führt aber auch dazu, dass eigentlich transitorische Lohnsummenschocks eine große Persistenz aufweisen, die sich in Schwankungen des Beitragssatzes um den Referenzpfad ausdrückt. Enthält eine Formel einen Beitragssatzfaktor, dann führt dieser zu starken Ausschlägen der Rentenanpassungsraten und damit der Rentenausgaben, was sich wiederum auf den Beitragssatzpfad auswirkt. Ein Lohnsummenschock wirkt bei diesen Formeln besonders lange nach.

e.) Effizienz

Das Konzept der impliziten Steuer

Zur Überprüfung des Effizienzkriteriums wird im Folgenden die periodenbezogene implizite Besteuerung in der Rentenversicherung für die unterschiedlichen Rentenanpassungsformeln betrachtet. Dazu werden die in einem Jahr aus den Sozialversicherungen erhaltenen Leistungen bzw. erworbenen Ansprüche den gezahlten Beiträgen gegenübergestellt. Übersteigt der Beitrag den Wert der mit diesem Beitrag erworbenen Ansprüche, stellt der Unterschiedsbetrag die implizite Steuerzahlung in dieser Periode dar, da es sich um eine Zwangsabgabe ohne Gegenleistung handelt. Werden die Beiträge vom Lohneinkommen erhoben, erhält man ein Maß für den *Lohnsteuercharakter* der Beiträge. Auch über die Größe des von den Sozialversicherungen verursachten Steuerkeils zwischen dem Grenzprodukt der Arbeit und dem ausgezahlten Lohn kann man aufschlussreiche Informationen gewinnen.⁸⁹ Dies ist deshalb wichtig, weil der Steuerkeil die bekannten verzerrenden Effekte auf das Arbeitsangebot (intra- und intertemporale Substitution von Arbeit durch Freizeit) auslösen kann.⁹⁰

Die implizite Steuerzahlung T_t^i für einen Beitragszahler i in einem Jahr t ergibt sich aus der Differenz der Beitragszahlung C_t und dem Barwert der im Jahr t im Alter A_t erworbenen Rentenansprüche D , die ab einer späteren Periode s vom Renteneintrittsalter REA mit der durchschnittlichen individuellen Überlebenswahrscheinlichkeit δ ausgezahlt werden:

$$(36) \quad T_t^i = C_t^i - \sum_{s=t+REA-A_t}^{\infty} \frac{D_{s(t)}^i \prod_{j=t+1}^s \delta_j^{A_j}}{\prod_{j=t+1}^s (1+z_j)},$$

wobei z den Diskontierungssatz, also den Marktzinssatz bezeichnet.⁹¹

⁸⁹ Vgl. Beckmann (2000), S. 64 oder Hirte (2000), S. 2. In der Rentenversicherung stimmt der Steuerkeil im Sinne von marginalen Steuersätzen mit den Durchschnittsteuersätzen überein (vgl. Gasche 2009c).

⁹⁰ Zudem gibt es Anreize, die Besteuerung völlig zu umgehen (Schwarzarbeit, Selbständigkeit). Vgl. dazu auch Börsch-Supan und Reil-Held (2001), S. 523.

⁹¹ Der relevante Diskontierungssatz ist genau genommen die Rendite einer privaten Rentenversicherung, die ähnliche Leistungen bereitstellt wie die GRV, also eine Leibrente. In den nachfolgenden Berechnungen wird hierfür ein Zinssatz von nominal 4% unterstellt.

Der Wert der Rentenansprüche in der Periode s ergibt sich aus dem Wert der Rentenansprüche in der Periode t , erhöht um die jährliche Rentenanpassungsrate θ :

$$(37) \quad T_t^i = C_t^i - \sum_{s=t+REA-A_t}^{\infty} \frac{D_t^i \prod_{j=t+1}^s (1+\theta_j) \delta_j^{A_j}}{\prod_{j=t+1}^s (1+z_j)}.$$

Die Gleichung (37) zeigt zum einen, dass für den realistischen Fall $\theta < z$ die implizite Steuer umso größer ist, je weiter der Renteneintritt noch entfernt ist, also je jünger der Beitragszahler zum Zeitpunkt t ist. Zum anderen ist die implizite Steuer umso größer, je mehr der Marktzinssatz die Rentenanpassungsrate übersteigt. Es kommt folglich nicht auf die absolute Höhe des Diskontierungssatzes an, sondern auf die Differenz zur Rentenanpassungsrate ($\theta - z$) bzw. auf das Verhältnis des Rentenanpassungsfaktors zum Abzinsungsfaktor $(1+\theta)/(1+z)$.

Im deutschen Rentensystem werden die Rentenansprüche durch Entgeltpunkte repräsentiert. Die Anzahl der Entgeltpunkte, die man in einer Periode erwirbt, ergibt sich als Relation des individuellen Einkommens y_t^i zum Durchschnittseinkommen \bar{y}_t . Die Entgeltpunkte werden mit dem aktuellen Rentenwert AR_t bewertet. Er gibt den Rentenbetrag in Euro an, den man für einen Entgeltpunkt erhält. Die in einer Periode erworbenen Rentenansprüche ergeben sich also als:

$$(38) \quad D_t^i = \frac{y_t^i}{\bar{y}_t} AR_t.$$

Das Einsetzen von Gleichung (38) in (37) und Division durch das individuelle Einkommen y_t^i ergibt den impliziten Lohnsteuersatz der GRV:

$$(39) \quad \tau_t^i = b_t - \sum_{s=t+REA-A_t}^{\infty} \frac{AR_t}{\bar{y}_t} \frac{\prod_{j=t+1}^s (1+\theta_j) \delta_j^{A_j}}{\prod_{j=t+1}^s (1+z_j)}.$$

Damit zeigt sich, dass der individuelle implizite Lohnsteuersatz⁹² von keinerlei individuellen Größen bestimmt wird, außer vom Alter zum Zeitpunkt t und von der Rest-Lebenserwartung. Alle anderen Determinanten des impliziten Lohnsteuersatzes sind „Systemgrößen“, also für alle gleich.⁹³ Entsprechend gibt es Unterschiede in den Steuersätzen für verschiedene Altersgruppen sowie zwischen Frauen und Männern, weil Frauen eine höhere Lebenserwartung haben. Auch Unterschiede zwischen Ost und West werden auftreten, weil

⁹² Der für die GRV abgeleitete Steuersatz ist auch für die (marginalen) Arbeitsanreizeffekte relevant, da ein zusätzlicher Beitrag aufgrund eines höheren Einkommens zu höheren Rentenansprüchen führt, mithin nicht der gesamte Beitragssatz als Steuerkeil aufgefasst werden kann (vgl. Gasche 2009c, Anhang).

⁹³ Dies zeigt sich besonders, wenn man berücksichtigt, dass sich das sog. Standardrentenniveau im Jahr t als $RN_t^{St} = 45 \cdot AR_t / \bar{y}_t$ ergibt. Der implizite Steuersatz hängt also von den „Systemgrößen“ Rentenniveau, Rentenanpassungsraten und vom Beitragssatz ab.

in Ostdeutschland ein anderer aktueller Rentenwert gilt, eine Höherwertung der Entgeltpunkte stattfindet und die Rentenanpassungsrate gegebenenfalls unterschiedlich ausfällt. Dagegen ist das Einkommen kein Grund für Besteuerungsunterschiede, was auf die äquivalente Ausgestaltung des Systems zurückzuführen ist. Die Gleichung (39) zeigt auch, dass die Rentenanpassungsformel, die die Rentenanpassungsraten θ bestimmt, und der Beitragssatz für die implizite Besteuerung von großer Bedeutung sind. Dabei ist für die Höhe des Steuersatzes im Jahr t der Beitragssatz im Jahr t relevant und die Rentenanpassungsraten aller auf t folgenden Jahre, also letztlich der Pfad des Rentenniveaus.

Annahmen

Betrachtet werden die impliziten Steuerbelastungen im Jahr 2010,⁹⁴ im Jahr 2030 und im Jahr 2050, der Übersichtlichkeit wegen nur für ausgesuchte Rentenanpassungsformeln. Zudem werden nur die Steuersätze für Männer in Westdeutschland dargestellt.⁹⁵ Betrachtet werden Beitragszahler im Alter zwischen 15 und 64 Jahren im jeweiligen Jahr. Es wird angenommen, dass die Versicherten im Alter von 65 Jahren abschlagsfrei in Rente gehen.⁹⁶

Die Lebenserwartung des Versicherten wird durch die Überlebenswahrscheinlichkeiten $\delta_j^{A_j}$ abgebildet, die die bedingte Überlebenswahrscheinlichkeit des Individuums im Alter A beschreiben. Die Überlebenswahrscheinlichkeiten werden aus den im Rahmen der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung veröffentlichten Sterbetafeln, Variante L1, abgeleitet. Für die Jahre nach 2060 wird eine weitere Zunahme der Lebenserwartung angenommen, indem der in den Sterbetafeln enthaltene (abnehmende) altersspezifische Trend fortgeschrieben wird. Für den Marktzinssatz wird eine Rate von 4% unterstellt.⁹⁷

Ergebnisse

Grundsätzlich zeigt sich der typische altersspezifische Besteuerungsverlauf: Der Steueranteil an den Beitragszahlungen ist umso größer, je jünger der Beitragszahler ist (vgl. Beckmann 2000, Fenge et al. 2006 sowie Gasche 2009c). Die Rentenzeit ist noch weit entfernt. Entsprechend macht sich die niedrigere Verzinsung der Rentenansprüche im Vergleich zum Marktzinssatz stärker bemerkbar. Kurz vor Erreichen der Altersrente ist der

⁹⁴ Das Jahr 2010 wurde gewählt um für die Betrachtung einheitlich Abstände von 20 Jahren zu gewährleisten. Genaugenommen müsste im Jahr 2010 schon bekannt gewesen sein, dass im Jahr 2013 die Rentenanpassung geändert wird, damit die implizite Steuerbelastungen zu Verhaltensreaktionen führt.

⁹⁵ Für Frauen sind die Steuersätze aufgrund der längeren Lebenserwartung durchgehend niedriger, ebenso wie in für Versicherte in Ostdeutschland. Qualitativ gibt es aber im Vergleich zu den Männern bzw. zu Versicherten in Westdeutschland keinen Unterschied.

⁹⁶ Implizit wird also davon ausgegangen, dass der betrachtete Beitragszahler 45 Versicherungsjahre aufweisen wird. Geht man von weniger Versicherungsjahren aus und unterstellt den Renteneintritt zum gesetzlichen Renteneintrittsalter (ab 2029 67 Jahre) würde sich qualitativ nichts ändern. Die Aussagen zu den Rentenanpassungsformeln blieben also identisch.

⁹⁷ Die absolute Höhe der Steuersätze ist, wie aus Gleichung (40) unmittelbar ersichtlich ist, sehr sensibel bezüglich einer Änderung des Abzinsungssatzes. Die qualitativen Aussagen beim Vergleich der Rentenanpassungsformeln sind hingegen gegenüber Zinsänderungen robust.

Steuercharakter der in einem Jahr gezahlten Beiträge dagegen gering, da die Zinsdifferenz nur über wenige Perioden zum Tragen kommt.

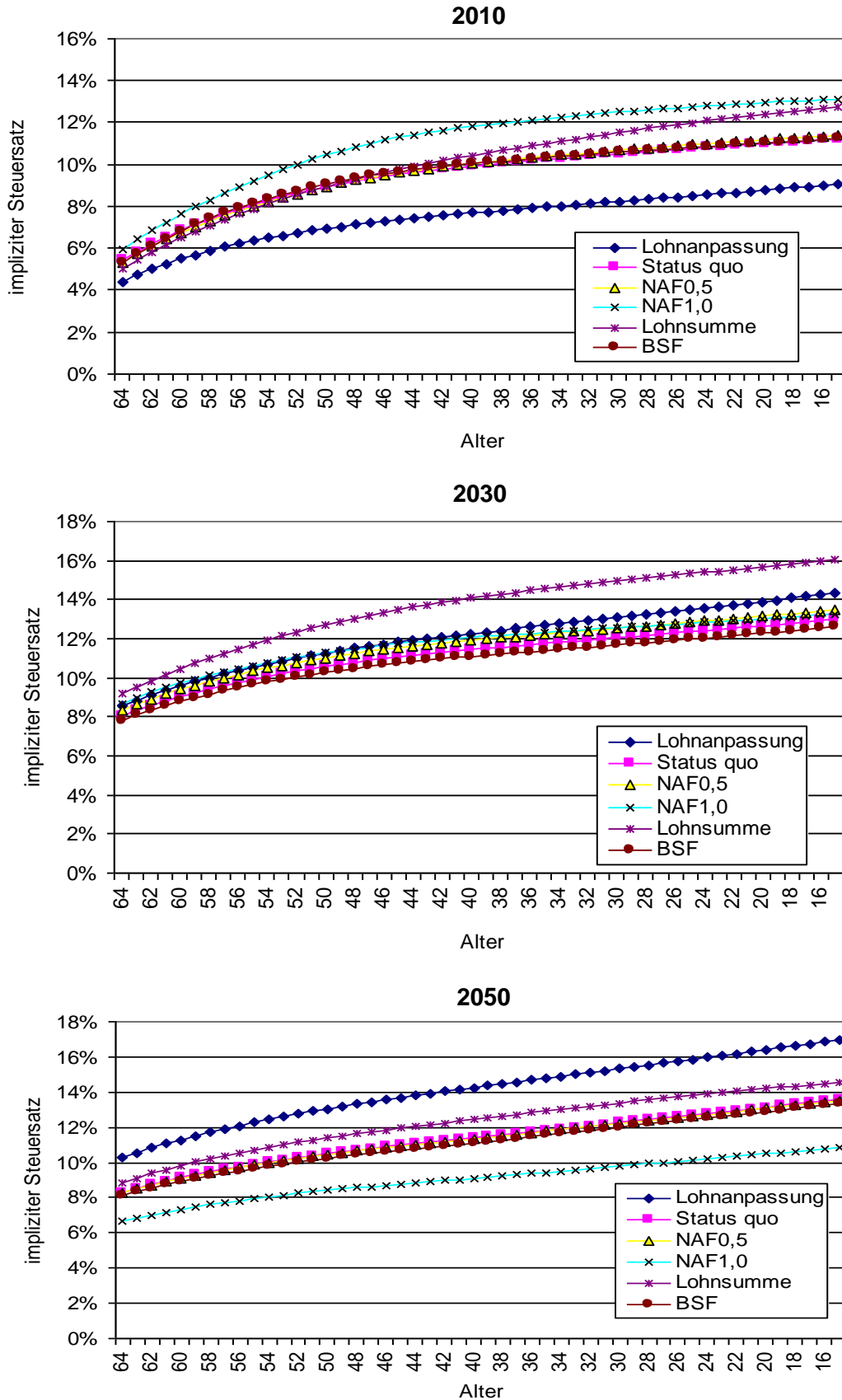
Im *Jahr 2010* ist die Lohnanpassung mit der geringsten Steuerbelastung verbunden. Mit der gleichen Beitragsleistung kann im Vergleich zu den anderen Rentenanpassungen das höchste Rentenniveau bzw. die höchsten Rentenanpassungsraten erzielt werden. Bei einem Nachhaltigkeitsfaktor mit $\alpha=1$ sind die Rentenanpassungsraten in der Zukunft niedriger, die im Jahr 2010 erworbenen Rentenansprüche werden also nur gering „verzinst“, weshalb der Steuercharakter hoch ist (Abbildung 3.7). Im Status quo, bei einem Nachhaltigkeitsfaktor mit $\alpha=0,5$ und bei einer Formel mit Beitragssatzfaktor wird eine mittlere Steuerbelastung erreicht. Bei der Lohnsummenanpassung sind die impliziten Steuersätze älterer Altersklassen etwas geringer als bei den „mittleren Formeln“, weil die Rentenanpassungsraten etwas höher ausfallen. Dies kehrt sich bei den jüngeren Altersklassen um, da langfristig die Lohnsummenanpassung mit geringeren Rentenzuwachsraten verbunden ist.

Im *Jahr 2030* dreht sich das Bild: Da bei der Lohnanpassung bis 2030 die Beitragssätze enorm gestiegen sind, mit einer Beitragszahlung aber das gleiche Rentenniveau realisiert wird, hat die Steuerbelastung im Vergleich zu 2010 enorm zugenommen. Beim Nachhaltigkeitsfaktor mit $\alpha=1$ ist es umgekehrt. Der Beitragssatz ist weitgehend konstant geblieben, der Steueranteil am Beitrag hat sich kaum verändert. Die Lohnsummenanpassung führt jetzt zur höchsten Steuerbelastung, weil ein Beitragszahler des Jahres 2030 weiter niedrige Rentenanpassungsraten und sinkende Rentenniveaus zu erwarten hat, der Beitragssatz in diesem Jahr aber noch relativ hoch ist (vgl. Abbildung 3.3).

Im *Jahr 2050* haben die reine Lohnanpassung und die Lohnsummenanpassung die höchste Steuerbelastung, weil im einen Fall der Beitragssatz bei konstantem Rentenniveau sehr hoch ist und weil im anderen Fall das Rentenniveau zukünftig weiter sinkt. Bei einem Nachhaltigkeitsfaktor mit $\alpha=1$ stabilisiert sich bei niedrigem Beitragssatz auch das für einen Beitragszahler des Jahres 2050 zu erwartende zukünftige Rentenniveau, sodass seine Steuerbelastung am niedrigsten ist. Die Status-quo-Formel, der Beitragssatzfaktor und der Nachhaltigkeitsfaktor $\alpha=0,5$ nehmen wieder eine mittlere Position ein.

Der Übergang zu einer reinen Lohnanpassung hätte somit zunächst positive Effizienzeffekte, da die implizite Besteuerung der Beitragszahler im Vergleich zum Status quo sinkt. Zukünftige Beitragszahler müssten aber mit Effizienzverlusten im Vergleich zum Status quo rechnen, da dann der Beitragssatz stark gestiegen ist. Bei einem Nachhaltigkeitsfaktor mit $\alpha=1$ ist es umgekehrt: Zunächst ist die Besteuerung hoch, spätere Beitragszahler werden hingegen weniger belastet. Der Wechsel zu einem Nachhaltigkeitsfaktor mit $\alpha=0,5$ oder einem Beitragssatzfaktor würde hingegen im Vergleich zum Status quo kaum Effizienzeffekte zeitigen. Die Steuerlast liegt wie bei der Status-quo-Formel in der Mitte zwischen den beiden Extremen.

Abbildung 3.7: Impliziter Steuersatz für unterschiedliche Rentenanpassungsformeln für Männer in Westdeutschland



Quelle: eigene Berechnungen.

f.) Intergenerative Gleichbehandlung

Konzept der impliziten Rendite

Als Maß für die intergenerativen Verteilungseffekte der verschiedenen Rentenanpassungsformeln wird die *implizite Rendite* verwendet. Die implizite Rendite i^j für ein repräsentatives GRV-Mitglied eines Geburtsjahrgangs j ist derjenige Abzinsungssatz, bei dem der Barwert aller Einzahlungen in die Gesetzliche Rentenversicherung (Beiträge) und aller erhaltenen Leistungen (Renten) aus der Gesetzlichen Rentenversicherung genau null wird (vgl. Sachverständigenrat (2003), Kasten 9):

$$(40) \quad \sum_{t=S}^{\infty} \frac{\delta_t^j}{(1+i^j)^{t-S}} (r_t^j - e_t^j) = \sum_{t=M}^{\infty} \frac{\delta_t^j}{(1+i^j)^{t-S}} r_t^j - \sum_{t=S}^{M-1} \frac{\delta_t^j}{(1+i^j)^{t-S}} e_t^j = 0, \text{ wobei}$$

r_t^j : Rente in der Periode t für einen repräsentativen Rentenversicherten des Geburtsjahrgangs j ,

e_t^j : Beitragszahlungen eines Rentenversicherten des Geburtsjahrgangs j in die Rentenversicherung in der Periode t ,

δ_t^j : bedingte Überlebenswahrscheinlichkeit eines Individuums des Geburtsjahrgangs j im Jahr t ,

i^j : implizite Rendite,

M : Renteneintrittsjahr,

S : Erwerbseintrittsjahr.

Gleichung (40) kann unter Berücksichtigung der Tatsache, dass die Rente im Jahr t mit der Rente im Renteneintrittsjahr M erhöht um den jeweiligen Rentenanpassungsfaktoren bis t übereinstimmt und dass das Einkommen in t dem Anfangseinkommen multipliziert mit dem Produkt aller Lohnfaktoren bis t entspricht, umgeformt werden zu:

$$(41) \quad \sum_{t=M}^{\infty} \frac{r_M^j \delta_t^j \prod_{k=M+1}^t (1+\theta_k)}{(1+i^j)^{t-S}} = \sum_{t=S}^{M-1} \frac{y_S^j b_t \delta_t^j \prod_{k=S+1}^t (1+\omega_k)}{(1+i^j)^{t-S}}$$

mit ω_t als Lohnsteigerungsrate, θ_t als Rentenanpassungsrate, r_M Rentenhöhe bei Renteneintritt und y_S Einkommen beim Start ins Erwerbsleben. Die linke Seite von Gleichung (41) beschreibt den Barwert aller erhaltenen Rentenzahlungen und die rechte Seite den Barwert der Beitragszahlungen. Berücksichtigt man, dass sich die Rentenhöhe bei Renteneintritt im Jahr M aus der individuellen Anzahl an Entgeltpunkten EP multipliziert mit dem aktuellen Rentenwert im Jahr M ergibt ($r_M^j = EP^j \cdot AR_M$), erhält man aus vorhergehender Gleichung:

$$(42) \quad \sum_{t=M}^{\infty} \frac{\delta_t^j EP^j AR_M \prod_{k=M+1}^t (1 + \theta_k)}{(1 + i^j)^{t-S}} = \sum_{t=S}^{M-1} \frac{y_S^j b_t \delta_t^j \prod_{k=S+1}^t (1 + \omega_k)}{(1 + i^j)^{t-S}}.$$

Damit zeigt sich, dass für die Rendite die Lohnsteigerungsraten in der Erwerbszeit und die Rentenanpassungsraten in der Rentenzeit des Versicherten sowie der Beitragssatz maßgeblich sind. Die Rentenanpassungsformel beeinflusst die Rentenanpassungsraten und den Beitragssatz und ist damit für die implizite Rendite ein entscheidender Faktor.

Annahmen

Für die Renditeberechnungen werden folgende Annahmen zugrunde gelegt: Unterstellt wird ein typisierter Versicherter, der im Alter von 20 Jahren erwerbstätig wird, in jeder Periode das Durchschnittseinkommen verdient und entsprechend Beiträge bezahlt. Er arbeitet bis zum Alter von $M-j-1$. Zum jeweils gültigen gesetzlichen Renteneintrittsalter von $M-j$ Jahren geht er in Rente, die er in einer Periode t mit seiner Überlebenswahrscheinlichkeit δ_t^j bezieht. Die Überlebenswahrscheinlichkeiten wurden wieder aus den Sterbetafeln der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung, Variante L1, abgeleitet. Dabei wird angenommen, dass der Versicherte das Erwerbseintrittsalter von 20 Jahren garantiert erreicht. Zur Vereinfachung wird unterstellt, dass der Versicherte maximal 100 Jahre alt wird, die Überlebenswahrscheinlichkeit im Alter 100 also null beträgt.

Die Beitragszahlungen in die GRV in einer Periode t ergeben sich aus dem jeweiligen Bruttoeinkommen multipliziert mit dem Beitragssatz. Das Lohneinkommen entwickelt sich langfristig gemäß den Annahmen im Rentenversicherungsbericht 2010 mit 3% p.a. (siehe oben).

Als GRV-Beitragssätze werden für die Jahre 1960 bis 2011 die tatsächlichen Beitragssätze und für die Jahre 2012 bis 2060 die Beitragssatzentwicklung gemäß der obigen Beitragssatzprojektion im jeweiligen Szenario unterstellt. Für die Jahre danach wird eine ebenfalls mit dem Rentenmodell simulierte weitere Beitragssatzentwicklung – z. B. im Status quo auf langfristig 25% – angenommen.

Die Rentenzahlungen werden für einen Standardrentner berechnet, der 45 Entgeltpunkte erworben hat. Eine Ausweitung der Erwerbszeit aufgrund einer Anhebung des gesetzlichen Renteneintrittsalters (Rente mit 67) schlägt sich in einer entsprechend höheren Entgeltpunktzahl nieder.

Zu den Leistungen der Rentenversicherung werden auch die Beiträge gezahlt, die die GRV für die Rentner an die Kranken- und Pflegeversicherung bezahlt. Der Pflegeversicherungsbeitrag wird nur bis 2005 berücksichtigt, da die Rentner seit 1. Juli 2005 den Pflegeversicherungsbeitrag alleine aufbringen müssen. Für die Krankenversicherungsbeiträge werden bis 2010 die tatsächlich realisierten

durchschnittlichen Beitragssätze unterstellt. Ab 2011 wird ein Gesamtbeitragssatz⁹⁸ der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) von 15,5% angenommen. Damit eine Veränderung der Krankenversicherungsbeitragssätze das Ergebnis nicht entscheidend determiniert, werden die GKV-Beitragssätze ab dann konstant gehalten.⁹⁹

Ergebnisse

Bei Zugrundelegung dieser Annahmen zeigt sich, dass die implizite Rendite im Status quo für den ältesten betrachteten Geburtsjahrgang 1940 am größten ist (Abbildung 3.8). Die älteren Jahrgänge der 1940er Jahre waren noch in Zeiten niedriger Beitragssätze Beitragszahler und sind von der Senkung des Rentenniveaus durch die Rentenreformen 2001 und 2004 noch nicht so stark betroffen. Die Rendite sinkt dann kontinuierlich. Die Geburtsjahrgänge der 1960er Jahre haben die geringsten Renditen. Mit den jüngeren Jahrgängen steigt die Rendite wieder, weil ihre Lebenserwartung im Vergleich zu den 1960er Jahrgängen zunimmt und weil sich die für die Zukunft unterstellten, relativ hohen Lohnsteigerungen positiv auf ihre Rendite auswirken. Für die jüngsten betrachteten Jahrgänge machen sich die in Zukunft erwarteten hohen Beitragssätze renditedämpfend bemerkbar. Frauen haben eine höhere Rendite als Männer, da sie eine höhere Lebenserwartung haben, also länger Rente beziehen.

Die absolute Höhe der impliziten Rendite ist sensibel bezüglich der zugrundeliegenden Annahmen, also z. B. der Lohnentwicklung, der unterstellten Lebenserwartung oder bezüglich der Art wie der Bundeszuschuss bei der Renditeberechnung berücksichtigt wird.¹⁰⁰ Für die Betrachtung hier sind allerdings nur die Renditedifferenzen zwischen den verschiedenen Rentenanpassungsformeln und die Renditedifferenzen zwischen den Jahrgängen relevant. Diese Größen sind gegenüber Annahmeänderungen weitaus robuster.¹⁰¹

Hinsichtlich der Rendite der einzelnen Jahrgänge haben die Rentenreformen der Jahre 2001 und 2004 bewirkt, dass vor allem die Renditen der mittleren Jahrgänge geringer ausfallen als ohne Reformen. Für sie wurde das Rentenniveau reduziert. Von den damit verbundenen geringeren Beitragssätzen können sie jedoch nicht oder nicht in vollem Umfang profitieren. Die jungen Jahrgänge erhalten dagegen zwar ebenfalls ein geringeres Rentenniveau, zahlen aber über ihre gesamte Erwerbszeit im Vergleich zur Situation ohne Reformen geringere Beiträge, sodass ihr Renditeverlust geringer ausfällt.¹⁰² Die Situation ohne Reformen wird durch den Fall der reinen *Lohnanpassung* repräsentiert. Das Rentenniveau bleibt konstant,

⁹⁸ Einschließlich des Zusatzbeitragssatzes von 0,9%, der nur von den Rentnern gezahlt werden muss.

⁹⁹ Da gemäß GKV-Finanzierungsgesetz zukünftig Beitragserhöhungen in der GKV nur noch von den Arbeitnehmern und Rentnern in Form von Zusatzbeiträgen geleistet werden sollen, ist diese Annahme realistisch.

¹⁰⁰ Vgl. dazu z. B. Gasche (2008b, 2008c), Wilke (2005, 2009) sowie Ottnad und Wahl (2005).

¹⁰¹ Robustheitstests mit Annahmevariationen ergaben hinsichtlich der Renditedifferenzen nur sehr geringe Abweichungen.

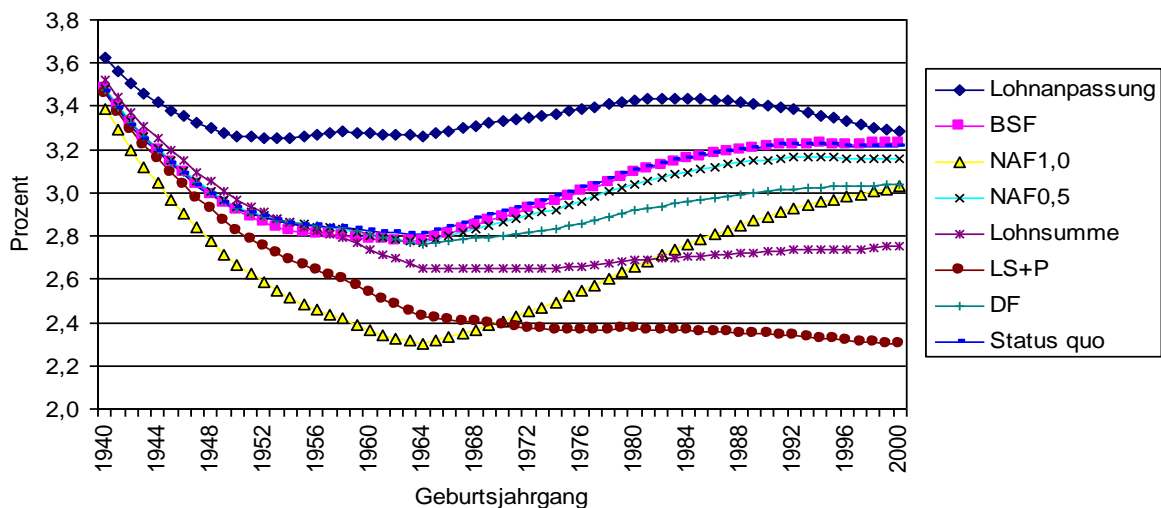
¹⁰² Für gerade geborene Jahrgänge gibt es keinen Unterschied in der Rendite. Geringere Beiträge und geringere Leistungen halten sich die Waage und die Reformen sind renditeneutral.

die Beitragssätze steigen entsprechend stark. Die mittleren Jahrgänge müssen im Vergleich zum Status quo geringere Renditeverluste hinnehmen. Entsprechend ist die Renditedifferenz zwischen dem Jahrgang mit der höchsten Rendite und dem Jahrgang mit der geringsten Rendite klein (Abbildung 3.8). Bei einer Lohnanpassung wird damit am ehesten eine Gleichbehandlung der Generationen erreicht.

Ein *Nachhaltigkeitsfaktor mit $\alpha=1$* hat im Vergleich zum Status quo starke Renditeverluste für die mittleren Jahrgänge zur Folge. Das Rentenniveau ist für diese Jahrgänge im Vergleich zu den heutigen Bestandsrentnerjahrgängen sehr gering, sie können aber von den damit verbundenen Beitragssatzsenkungen nur in den (wenigen) Jahren vor Renteneintritt profitieren. Die Renditedifferenz zwischen dem Jahrgang mit der höchsten und dem Jahrgang mit der geringsten Rendite ist mit über einem Prozentpunkt entsprechend groß. Auch die Lohnsummenanpassung führt zu großen Unterschieden zwischen den Generationen. Die größte intergenerative Ungleichbehandlung wird jedoch mit einer Rentenanpassung erreicht, die die Lohnsummen- und die Inflationsentwicklung kombiniert, weil stetig sinkende Rentenniveaus die jungen Jahrgänge besonders benachteiligen.

Die Rentenanpassungsformeln mit *Beitragssatzfaktor* und mit *Nachhaltigkeitsfaktor $\alpha=0,5$* stimmen hinsichtlich der kohortenspezifischen Rendite fast mit dem Status quo überein und belegen somit hinsichtlich der intergenerativen Gleichbehandlung einen mittleren Rang.

Abbildung 3.8: Kohortenspezifische implizite Renditen für unterschiedliche Rentenanpassungsformeln



Quelle: eigene Berechnungen.

3.5 Fazit: Warum in die Ferne schweifen...?

Insgesamt zeigt sich, dass die derzeit gültige Rentenanpassungsformel hinsichtlich der Kriterien Beitragssatz, Rentenniveau, implizite Steuerbelastung und intergenerative Gleichbehandlung stets einen mittleren Weg findet. Gegenüber demographischen Veränderungen wirkt sie systemstabilisierend, genauso wie gegenüber konjunkturellen Schocks. Eine Lohnsummenanpassung oder gar eine Kombination aus Lohnsummenanpassung und Inflationsanpassung können die demographische Systemstabilität nicht gewährleisten und führen zu einer zu starken Reduktion des Rentenniveaus, was wiederum eine starke intergenerative Ungleichbehandlung erzeugt. Ein Nachhaltigkeitsfaktor mit $\alpha=1$ betont das Ziel der Beitragssatzstabilität und hat ein geringes Rentenniveau zur Folge. Mittlere Geburtsjahrgänge müssen im Vergleich zu den derzeitigen Rentnerjahrgängen und den jungen Jahrgängen starke Renditeeinbußen hinnehmen. Eine intergenerative Gleichbehandlung wird konterkariert.

Der größte Nachteil der gültigen Rentenanpassungsformel ist ihre Komplexität. Nahezu die gleichen Ergebnisse wie mit der Status-quo-Formel können mit einfacheren Formeln wie einer Kombination aus Lohnanpassung und Beitragssatzfaktor oder Lohnanpassung und Nachhaltigkeitsfaktor mit $\alpha=0,5$ erzielt werden.

Die derzeitige Rentenanpassungsformel ist insgesamt besser als ihr Ruf. Man könnte sie aber – ohne hinsichtlich der Ergebnisse Abstriche machen zu müssen – vereinfachen, indem man den Beitragssatzfaktor streicht und im Nachhaltigkeitsfaktor $\alpha=0,5$ setzt. Ein α mit dem Wert 0,5 ließe sich leichter begründen als der derzeitige Wert von 0,25, da $\alpha=0,5$ eine „faire“ Verteilung der demographischen Last auf Beitragszahler und Rentner erreicht. Zudem sollten in der vereinfachten Formel für die Lohnorientierung nur die versicherungspflichtigen Löhne relevant sein.

4. Should I Stay or Should I Go? The Role of Actuarial Reduction Rates in Individual Retirement Planning in Germany

4.1 Introduction

With increasing dependency ratios in industrialized countries, policy makers around the world are faced with a demographic challenge that will inevitably place pressure on their social security systems. In order to mitigate the effects of an aging society, politicians are keen to raise the average retirement age and prevent individuals from early retirement. Among other things, generous early retirement exits have been cancelled, the statutory retirement age has been raised and actuarial reductions for early retirement were introduced (see chapter 1 in OECD 2013 and chapter 3 in OECD 2009). In order to judge whether the latter will result in an increase in the average retirement age, it is necessary to understand retirement planning and timing from an individual perspective.

There is a general caveat when analyzing the effect of changes in early retirement programs since workers usually have different paths into early retirement, e.g. unemployment or disability pensions. In order to distill the effect solely based on a policy change, like a change in the actuarial reduction rates for early retirement, one needs to account for the interactions between the different paths into retirement (see Bratberg et al. 2004). There is a wide-ranging literature on generous early retirement programs and how these programs affect actual retirement age (see Euwals et al. 2010, Gruber and Wise 2004, Bratberg et al. 2004). However, less is known regarding financial repercussions, e.g. in the form of an actuarial reduction on benefits when retiring before the legal retirement age (see Doeringhaus and Feldman 2001). If one lane on the road to early retirement becomes rockier, workers would be expected to switch to another lane in order to reach their destination.

There are various factors which influence the retirement age. The most prominent ones are health problems, financial and legal constraints, prestige of the current workplace, individual preferences for work and leisure as well as different time preferences and discount rates (see van Solinge and Henkens 2009, Coile and Gruber 2007, Radl 2007, Coile 2004). In the standard retirement life cycle model by Modigliani and Brumberg (1954), individuals maximize their utility via consumption smoothing over time. For individuals with high time preferences, it might be rational to take up their state pension as soon as they are eligible since their personal discount rate provides ideal conditions to accept the price for early retirement set through the legal actuarial reduction rate (see Gustman and Steinmeier 2005). Likewise, for individuals with low time preferences, it would be rational to work until the official retirement age or even beyond.

By focusing on the German example, this paper draws some conclusions about the role of actuarial reduction rates in actual and planned retirement behavior. The contribution of the analysis is twofold. First, it puts the importance of actuarial pension adjustments in perspective by analyzing the prevalence of early retirement in Germany. Second, the paper aims at shedding some light on the question whether reduction rates for early retirement have a strong influence on individual retirement planning. The article takes a two-stage empirical approach using both a large administrative dataset and a household survey. Administrative data provides an answer to the former question as it enables a close look at the prevalence of early retirement for different retiree groups with respect to gender and pension volume. However, administrative data fails to take the household perspective into account. Further, it only enables to look at the ex-post prevalence of early retirement, but it cannot disentangle the different factors that lead to the retirement decision. Therefore, in order to tackle the second question, a representative household survey is used to determine to what extent people will be prepared to deviate from their statutory retirement age if they are offered a hypothetical deal for early retirement. Respondents are asked whether they would be willing to retire one year before their statutory retirement age in exchange for a permanent reduction in their future pension income. Moreover, they are explicitly asked what personal maximum reduction rate they would be willing to accept in exchange for the possibility of early retirement. It can be expected that the response behavior to such a question will be influenced by varying individual characteristics in certain areas, e.g. financial endowment, health and expectation. The answers to this question make it possible to draw some inference regarding the retirement planning of different socioeconomic groups. Understanding people's perception of early retirement penalties can help to better forecast how changes in the legal actuarial reduction rate would affect individual retirement behavior.

Chapter 4 has the following structure. Chapter 4.2 gives a brief literary overview of different concepts which aim to explain people's retirement behavior with a special focus on the role of actuarial reduction rates within these models. Further, it derives the hypotheses with respect to the expected influence of socioeconomic characteristics on people's perception towards actuarial reduction rates. Chapter 4.3 provides a summary of the legal background on the subject of early retirement in Germany. Chapter 4.4 presents the empirical results on the basis of the two datasets. Chapter 4.5 concludes.

4.2 Literature and Hypotheses

This section gives a brief overview of the literature addressing different models that aim to explain individual retirement behavior. The underlying focus will always be on the role of actuarial reduction rates within the different frameworks. Based on these considerations, in the second part, the hypotheses regarding the predicted influence of socioeconomic

characteristics on the responsiveness towards a deal for early retirement are formulated. By establishing a link between actuarial reduction rates and retirement behavior as well as a link between socioeconomic characteristics and the attitude towards such reduction rates, it becomes possible to draw direct inference between socioeconomic variables and expected retirement behavior.

4.2.1 Literature

Individual retirement behavior has been the subject of many studies in different academic fields. Various approaches have been used to gain some insight into different variables potentially explaining individual retirement timing. From an economist's point of view, the most common approach to explain retirement behavior is via the classic life cycle model by Modigliani and Brumberg (1954). This model states that individuals maximize a utility function over their life time with decreasing marginal return of leisure and work in each time period. As a result, it is possible to increase the overall life-cycle utility by reducing consumption in times of high income (usually while working) in order to be able to consume relatively more in times of lower income (usually during retirement). This is referred to as consumption smoothing over time.

Drawing on these considerations, Coile and Gruber (2007) discuss different models that are trying to capture people's retirement behavior. In the standard retirement model, social security benefits and pension entitlements will influence the decision whether to retire via two channels. The first channel is a wealth effect, meaning that higher pension entitlements lead to greater consumption of goods, including leisure. Solely based on this consideration, workers can be expected to retire earlier as their pension wealth increases. The second channel is an accrual effect. The individual contrasts the additional consumption possibilities from an additional year of work to the value of leisure he or she could receive when retiring early. The authors show that individuals take their pension entitlements into account when forming their retirement decision. They also apply a Stock and Wise option value model where individuals are comparing the utility of retiring now versus retiring at some ideal moment in the future (see Stock and Wise 1990a, 1990b). In both cases, the legal actuarial reduction rate is an important parameter because it directly affects pension entitlements and therefore the framework under which people have to form a decision. Börsch-Supan and Schmidt (2001) show that even two different populations facing very diverse economic circumstances are equally responsive to retirement incentives (like actuarial reduction rates) when controlling for these differences.

However, different time preferences across individuals can also be expected to have a strong influence on individual's ideal retirement age, since they affect the parameters in people's utility function. Gustman and Steinmeier (2005) use HRS data for the USA to estimate a

structural model of retirement and wealth that allows for different time preferences across individuals. They find that time preferences are widely dispersed among the population with a binominal distribution. Workers with high discount rates retire as early as possible at the age of 62 because the legal reduction rate is too low from their perspective. Raising the social security early retirement age from 62 to 64 would shift about three-fifth of the bunching of retirement at 62 to 64. The authors show that due to the dispersion of individual time preferences, a large share of people is not hindered in their early retirement decision by actuarial reduction rates. The results emphasize the importance of mathematical fair reduction rates in order to make sure that people with high discount rates do not become a financial burden for the insured community when retiring early.

Retirement behavior is also part of sociological literature. Radl (2007) uses official data of the German pension authority to analyze to what extent push or pull factors as well as theoretical life cycle aspects play a role in people's retirement planning. Shultz et al. (1998) refer to push factors as negative impacts like poor health or job aversion which cause workers to quit the workforce. In contrast, pull factors can be seen as positive impacts like the wish to engage in leisure or volunteer activities which encourage individuals to retire. From an economist's point of view, all these aspects change the utility or disutility of labor, or in other words the relative price between leisure and labor. Beside these economic considerations, Radl's approach emphasizes life cycle aspects that add a normative dimension to the retirement decision, e.g. when individuals are faced with certain social expectations regarding the conventional retirement age that results from the "standard" biography of a worker. The state defines an indirect standard through the statutory retirement age. For the US, one can observe certain spikes in the age pattern of retirement at 62, the youngest age for early retirement, and at the age of 65, which is considered the regular retirement age. These spikes cannot be fully explained by simulation models. However, as Coile and Gruber (2007) point out, one explanation might be that the existence of a certain full benefit age sets up a "focal point" and that this could be the causal factor explaining the spike.

Moreover, life expectancy can be assumed to influence retirement timing since it defines the time horizon over which individuals have to maximize their utility function in a life-cycle model. Van Solinge and Henkens (2009) study the impact of individuals' subjective life expectancy on both retirement intentions and actual retirement behavior in the Netherlands. The authors find that, in line with the discounting principle, people with a higher subjective life expectancy do indeed have the intention to retire later. However, when looking at actual retirement statistics, subjective life expectancy does not affect the retirement age. In their study, on average, individuals disliked working beyond the age of 65. Early retirement on the other hand is much more attractive. They highlight the importance of actuarial reduction rates because their result is particularly driven by the fact that people can expect a relatively high and actuarially unfair replacement rate when they retire early. With mathematically fair

reduction rates, people with a high subjective life expectancy might stick to their initial intention and retire later. When reduction rates are low, it can also be rational to retire early for people with a high subjective life expectancy. Actuarial fair reduction rates are negatively dependent on the pension benefit period over which the average pensioner draws a state pension.¹⁰³

Another important aspect that shapes individual retirement timing is the fact that people do not make an independent decision but are mutually dependent on their spouse's retirement decision. Coile (2004) shows that the retirement decisions of both men and women are influenced by their partner and that consequently, a joint modeling of retirement behavior seems appropriate. In an empirical analysis this can only be accomplished if information on the household context is provided by the data. Furthermore, marital status influences whether people take a bequest motive into account when planning their state pension. As a consequence, certain household characteristics (like marital status or household income) should be included when analyzing individual retirement planning or actual retirement behavior.

In sum, actuarial reduction rates can be expected to influence retirement planning and behavior because they have a direct effect on people's pension entitlements. The rate can be seen as the price an individual has to pay in exchange for early retirement. Therefore, if a factor has an influence on people's attitudes towards actuarial reduction rates, it can in turn be expected to affect their retirement decisions.

4.2.2 Hypotheses

Next, several hypotheses regarding the influence of different socioeconomic domains are formulated. In particular, an insight shall be gained as to what extent socioeconomic characteristics can be expected to change individuals' responsiveness to the existence and the magnitude of actuarial reduction rates for early retirement. The underlying question is always: what is the likely effect of the different domains on the maximum reduction rate people are willing to accept in exchange for an early retirement? Workers can be considered to accept a deal for early retirement if the reduction rate they have to pay suits their preferences. However, some people might not accept any reduction on their pension at all or even demand compensation in the form of a pension increase in order to retire before their statutory retirement age. Nevertheless, in both cases, reduction and compensation rates can eventually be translated into a price, with the only difference being that the former can be

¹⁰³ The relationship can be illustrated by the following consideration. An individual with a remaining life expectancy of L years is indifferent concerning the two options, receiving a 100% pension payment in one year or receiving a $(100-\alpha)\%$ pension payment now, if:

Total Pension Payments_{retiring now} = Total Pension Payments_{retiring in a year}

$\Rightarrow L*(100-\alpha) = (L-1)*100 \Leftrightarrow \alpha = 100/L.$

As a result, the indifference reduction rate α is a decreasing function of the life expectancy L .

thought of as a positive price whereas the latter can be interpreted as a negative price (or compensation).

Financial constraints

As previously mentioned, in the classic life-cycle theory by Modigliani and Brumberg (1954), individuals have the preference to smooth their consumption path throughout the course of their lives. In this theoretical world, individuals can maximize their utility by reducing consumption during their working life in order to save for their retirement. Following the classic life-cycle theory, the optimal amount of savings crucially depends on the individual preferences for consumption and leisure. If there is a high preference for leisure, early retirement appears particularly desirable. However, workers have to consider that early retirement lowers future pension payments in two ways. If their country has established reduction rates for early retirement, the public pension will be lowered by a certain percentage for each month the pension is drawn before the statutory retirement age. Second, by retiring early, the individual will have a shorter working life which results in lower pension entitlements.¹⁰⁴ Therefore, individuals who plan on the long term with a high preference for early retirement should accumulate enough savings during their working life in order to maintain a certain standard of living after retirement. For these individuals, reduction rates matter less because they directly affect only a small share of their old age income, namely their public pension, but not their assets or their old age provision from the second and third pillar.¹⁰⁵ On the other hand, the gain in leisure through retirement does not depend on the composition of the workers' old age provision portfolio. Therefore the following should hold:

H1: Individuals that provide for their retirement via additional accumulation of assets as well as private or occupational old age provisions accept higher maximum actuarial reduction rates in exchange for early retirement.

The logic behind H1 is that only those who have hitherto accumulated enough financial assets or additional pension entitlements over their working life can maintain a certain living standard (more precisely a certain replacement rate) despite retiring early.¹⁰⁶ For those who have saved more than the average during their working life, accepting higher reduction rates is consistent with the theory of consumption smoothing over life time in the life-cycle model. These people were on a lower level of consumption during their working life compared to a person who saved less for retirement. In other words, the consumption level that needs to be

¹⁰⁴ For example, an individual with a legal retirement age of 65 has accumulated 100% pension entitlements in 40 working years at the age of 64. By retiring at 64, one year before the statutory retirement age, the person would experience a reduction of X% on the individual public pension and therefore receive a pension that corresponds to (100%-X%). Assuming this person could have accumulated an extra Y% of pension entitlements by working until the age of 65 the individual pension would have corresponded to (100%+Y%). Therefore, the overall difference between the two scenarios is $[1-(100\%-X\%)/(100\%+Y\%)]$ which exceeds the simple reduction of X%.

¹⁰⁵ The second and third pillar might also be negatively affected by a relatively early retirement age. However, an individual planning on the long term is likely to have arranged his or her savings attempts in a way the desired entitlements have been accumulated before the planned retirement age.

¹⁰⁶ For detailed information regarding replacement rates, see chapter 2.

maintained is lower for people with a high saving rate. On the other hand, due to their high saving rate, these people dispose of a relatively high amount of financial wealth after leaving the work force, which can be decumulated over retirement and maintains their previous consumption level.¹⁰⁷ As a result, people holding financial assets and non-state old age provisions are more likely to be able to afford higher maximum actuarial reduction rates.

Health

Besides financial aspects, personal health can be considered one of the dominant factors that drives individual retirement planning (see Dwyer and Mitchell 1999). The keynote here is straight forward: if personal health is poor, an individual has a higher preference for retiring early and should therefore seek an early exit possibility. Moreover, health parameters are likely to affect not only the willingness to retire early but also the price in the form of the actuarial reduction rate one is prepared to accept. This leads to the following hypothesis:

H2: Individuals in poor health are willing to accept higher actuarial reduction rates in exchange for early retirement.

Individuals will be prepared to accept higher reduction rates because their working burden is higher compared to a healthy colleague. Going back to the world of an option value model (Stock and Wise 1990a, 1990b), it holds that the utility of retirement increases with deteriorating health (see van Soest and Voňková 2013).

Life Expectancy

Following the economic discounting principle, anticipated individual life expectancy should be another factor that has an impact on the reduction rate people are willing to accept in order to retire before their statutory retirement age. From a life cycle perspective, one can think of an average optimum concerning the ratio between working years and years spent in retirement. This is consistent with the idea of a utility function with decreasing marginal returns on labor income and leisure. If individuals want to smooth their consumption over the life course, they need time not only to accumulate but also to consume their assets. As a consequence, people with a high subjective life expectancy can be considered less eager to retire early, given the same statutory retirement age. Put in another way, for people with a low life expectancy it seems rational to retire relatively early in order to have sufficient time to decumulate the assets they have saved for their retirement. Moreover, when workers are contemplating the reduction rate they would be willing to accept, it can be expected that their life expectancy in combination with their anticipated retirement age play a role. The subjective individual pension benefit period can be generated by calculating the difference between people's life expectancy and their anticipated retirement age. People who believe to draw their pension for a relatively short period should be willing to accept higher reduction

¹⁰⁷ There is a broad literature that deals with the ideal replacement rate in order to maintain people's living standard and it is widely agreed that people need less money after retirement because certain work related expenses no longer exist (see e.g. Binswanger and Schunk 2012 or Alford et al. 2004).

rates for early retirement. The logic behind this relation emerges directly from simple discounting principles. When comparing the present value of all future pension payments with and without early retirement, the indifference reduction rate becomes smaller with an increase in the time horizon over which the individuals expect to receive their pension payments (see footnote 103). Therefore, one can propose the following hypothesis:

H3: Individuals with a shorter subjective pension benefit period are willing to accept higher actuarial reduction rates in exchange for early retirement.

Controls

Besides the domains discussed above, general socioeconomic characteristics like age, gender, income, education or marital status are likely to play an important role. Any estimation model has to control for these observable parameters in order to isolate the correlation for the three domains of interest: financial endowment, health and subjective life expectancy.

4.3 Legal Background

The next chapter points to the legal background of one particular OECD country, namely Germany. The focus lies on the pension system and especially its early retirement rules. In Germany, politicians and economists alike have always emphasized the importance of an increase in the statutory retirement age as one remedy to mitigate the demographic challenges (see Börsch-Supan 2004a). Due to a pension reform in 2007 (*RV-Altersgrenzenanpassungsgesetz*), the legal retirement age in Germany is no longer homogenous but depends on the year the insured person was born. The statutory retirement age remains 65 years for all individuals born before 1947. For the cohorts born between 1947 and 1958, the legal retirement age increases by one month for each year, reaching 66 years for individuals born in 1958. For the cohorts born between 1959 and 1964, the age limit further increases by two months each year reaching 67 years for all individuals born in 1964 or later (see § 235 of the sixth German Social Security Code (SGB VI)). However, regardless of their year of birth, all cohorts can opt to draw their pension at the age of 63 given that they possess the minimum waiting period (*Wartezeit*) of 35 years (§ 36 SGB VI). The waiting period can be interpreted as a minimum number of insurance years and takes the following time spans into consideration: periods of employment, unemployment, pregnancy and child care, voluntary contribution to the pension system as well as education or care (*rentenrechtliche Zeiten*). Moreover, women born before 1952 have the option to retire at the age of 60 if they have more than 10 years of employment contributions subject to compulsory insurance after the age of 40 and a waiting period of a minimum of 15 years (§ 237a SGB VI). The difference between actual and statutory retirement age determines whether an insured person receives an actuarial reduction (compensation) for an early (late)

retirement. Under the current regulation, individual pension benefits are cut by 0.3% for each month the insurant retires before the statutory retirement age and increased by 0.5% for each month the insurant retires after the legal retirement age respectively (§ 77 SGB VI).¹⁰⁸ However, there are some exceptions. People with a compulsory contribution period of at least 45 years will still be eligible for a full pension without any deductions at the age of 65. The same holds for individuals born before 1952 who draw an early pension for women or an early pension because of unemployment.¹⁰⁹ The gradual increase of the statutory retirement age as well as the introduction of actuarial reductions for early retirement in 1992 were targeted at reversing a trend for early retirement and to limit the pressure to increase contribution rates in the near future (see Budimir 2008). In order to achieve this goal, actuarial reduction rates should be actuarially fair to not provide an incentive to retire as early as possible and to eliminate financial repercussion for the pension system (see Börsch-Supan 2004b, Pimpertz 2004, Werding 2007).

In order to make a statement about the importance of actuarial reduction rates on public pension payments, one needs to understand how the state pension is organized, especially how pension payments are calculated and what share of individuals' old age income they provide. In Germany, the state pension from the first pillar is proportional to the employees' average salary during their working life. Benefits are directly linked to life time earnings, in contrast to other countries (e.g. the United Kingdom or the Netherlands) which guarantee a flat rate of basic income support (see OECD 2013). However, due to recent reforms, the generosity of the public system will decline and future generations will be more dependent on additional income sources from occupational or private old age provision. Pension payments are calculated according to individuals' so-called earnings points (*Entgeltpunkte*), pension entitlements people collect during their working lives. The amount of earnings points a worker accumulates in a given tax year reflects the ratio of his gross salary to the average remuneration (*Durchschnittsentgelt*).¹¹⁰ Hence, a worker earning exactly the average salary would accumulate one earnings point for the corresponding year. However, workers only pay contribution up to a certain salary cap (*Beitragsbemessungsgrenze*) and therefore, the maximum amount of earnings points in a given year equals the ratio of the salary cap to the average salary.¹¹¹ Moreover, people who are currently receiving certain social security benefits (e.g. unemployment benefits or sick payments) are also acquiring earnings points based on contributions paid towards the pension authority in their name by the appointed paying office.¹¹²

¹⁰⁸ The actuarial reduction rates were introduced in the Social Security Reform of 1992.

¹⁰⁹ See sixth German Social Security Code § 38, § 237, Annex 19, § 237a, Annex 20, § 77.

¹¹⁰ The average remuneration is an operand of the German pension authority which follows the average salary of the insured population. In 2013, it amounted to 34,071€.

¹¹¹ In 2013, the maximum amount of earnings points was 2.04 (2.03) in West (East) Germany. The maximum value does not necessarily stay constant over the years but varies slightly.

¹¹² For example, in the case of unemployment benefits (ALG I), the federal labor office is paying contributions to the pension authority based on 80% of the individual's last gross income.

However, earnings points are not just awarded for contributions to the pension system but also for periods of child care.¹¹³ Furthermore, some earnings points might be upgraded if the insured person has accumulated only a very low average number of earnings points before 1992 (*Mindestentgeltpunkte bei geringem Arbeitsentgelt*). When evaluating the importance of the financial repercussions caused by actuarial deduction for early retirement, one has to distinguish between individuals for whom the state pension is the primary source of income and individuals who mainly rely on other income sources like social benefits, occupational or private old age provisions as well as a partner or a spouse.¹¹⁴

With respect to social benefits, Gasche and Lamla (2012) show that under the current regulation, old age basic income support (*Grundsicherung im Alter*), a means tested welfare benefit after reaching the statutory retirement age, is the equivalent of a pension based on 27 earnings points. It is important to note that when an individual with pension entitlements below the threshold of 27 earnings points chooses to retire early, he or she will not receive the basic old age income support up until reaching the statutory retirement age.¹¹⁵ Nevertheless, individuals might bridge the time between early retirement and reaching the statutory retirement age with other benefits like social welfare (*Sozialhilfe*) or unemployment benefits.¹¹⁶ The access to welfare benefits is crucial because it affects the importance of actuarial pension reductions from the retiree's perspective. If a worker has accumulated only a very low number of earnings points during his working life and, more importantly, is entitled to all forms of social benefits, he or she might be solely reliant on these benefits once retired, irrespective of his or her retirement age. For workers on a low income, it is only rational to disregard pension reduction rates, because they will not affect their financial endowment after retirement.¹¹⁷

Furthermore, particularly in West Germany, the cohorts retiring in 2010 are still characterized by the so-called "male bread winner model", a family constellation with a husband who has a

¹¹³ Individuals receive one earnings point for each child born before 1992 and 3 earnings points for each child born after 1992.

¹¹⁴ For the cohorts 1945 to 1950, the statutory pension was still by far the primary income source. According to the AVID study, the share in total income was 78% for men and 85% for women in West Germany and over 90% for both men and women in East Germany (see Heien et al. 2007).

¹¹⁵ A worker will only be entitled to old age basic income support before reaching the statutory retirement age if the individual qualifies for a disability pension. This requires that the earnings capacity is considered to be less than 3 working hours a day and the possibility of being able to work more than 3 hours is considered to be fewer than 5%.

¹¹⁶ The generosity of these other welfare benefits is comparable with the generosity of the old age basic income support. However, the requirements to qualify are more rigorous, e.g. the early pensioner is only entitled to social welfare if the partner or the children of the person in question cannot provide for him or her. In contrast, if a person receives basic old income support, this rule only holds for partners. However, children are only obliged to support their parents if their gross salary exceeds 100,000€ per year.

¹¹⁷ When looking at the sample of newly retired pensioners in 2010, 45.88% of women and 20.05% of men had accumulated less than 27 earnings points when they retired. However, these numbers can be expected to overestimate the total amount of people reliant on old age basic income support because they do not consider additional income sources from occupational or private old age provision or the income of the partner. Furthermore, some people might have only been part of the statutory pension system for a small share of their working career before they became civil servants or self-employed workers and thus the statutory pension system is not assigned to provide for these people's old age income. The latest figures from the federal statistics office of Germany (see Statistisches Bundesamt 2013) report that in 2012, only 2.7% of the population being 65 years and older obtain old age basic income support.

long, full-time earning history and a wife whose contribution period is much shorter due to gaps as a result of child care and housework (see Gottschall und Bird 2003). From the household's perspective, the pension of the full-time earner is a lot more important for the household's financial endowment during retirement. In other words, even if there is a great share of people who retire early and therefore experience a cut in their pension, the important question remains whether these cuts will have real financial consequences for their household. Additionally, the German law guarantees the widow or widower a survivors' pension (*Hinterbliebenenrente*) (§ 46 SGB VI) which under current regulation amounts to 55% of the pension entitlements of the deceased.¹¹⁸ In the context of this paper, it is important to take the household's situation into account as it determines individual entitlement to certain welfare benefits like basic old age income support. Only individuals above a certain threshold of earnings points as well as all individuals who do not qualify for welfare benefits due to the financial endowment of their household have to take actuarial adjustments on their public pension into account when contemplating to retire early.

4.4 Empirical Evidence

After the central theoretical and legal issues have been established, the next section presents the empirical results evaluating both a large administrative dataset and a representative household survey.

4.4.1 Administrative Data

The following chapter addresses the empirical relevance of early retirement in Germany. It investigates in detail the extent to which retirees are currently affected by actuarial pension reductions with regard to gender and the volume of pension entitlements. For this analysis, the official statistics regarding individuals who retired in 2010 (*Biografiedaten zu Vollendeten Versichertenleben* (SUFVVL 2010)), provided by the Research Data Centre of the German pension authority (*Forschungsdatenzentrum der Rentenversicherung* (FDZ-RV)), may be used.¹¹⁹ The analysis concentrates on individuals claiming an old age pension. Observations in which people claimed a disability pension are left out as it can be expected that in these cases, retirement decisions were predominantly determined by health issues with reduction rates playing only a minor role. The final dataset contains 24,990 observations including the birth cohorts between 1945 and 1950 which claim an old age pension between the age of 60

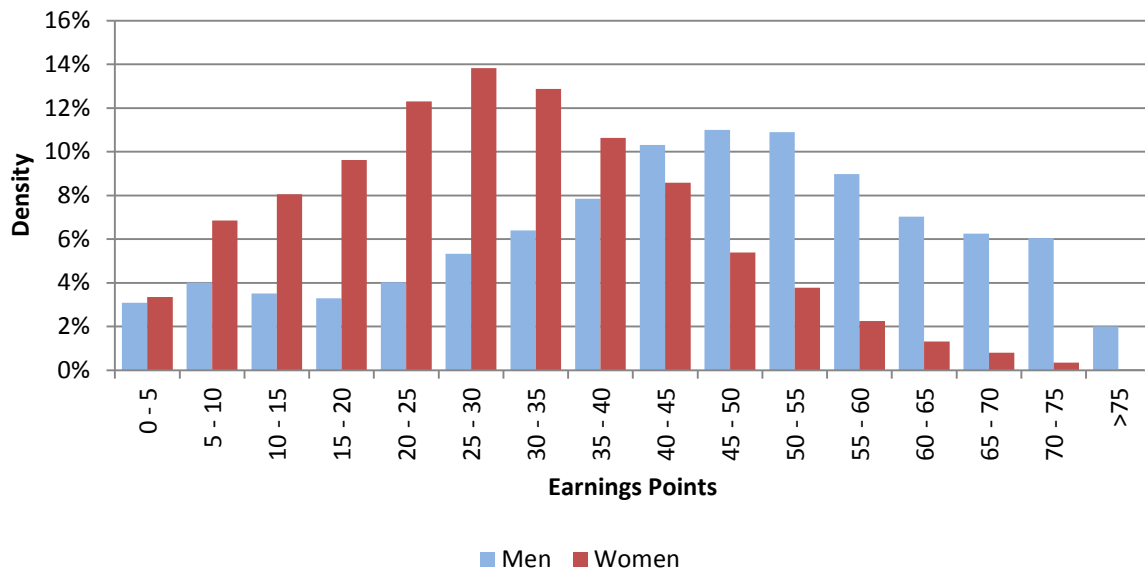
¹¹⁸ For individuals whose marriage was formed before the year 2002 and whose deceased partner was born before January 2, 1962, a so-called grandfathering clause applies which guarantees a full survivor pension of 60%.

¹¹⁹ For a detailed description of the dataset and all the variables, see Deutsche Rentenversicherung (2012a).

and 65. The statutory retirement age for the six cohorts in the dataset lies between 65 and 65.33 years.¹²⁰

The following figures address the interaction between early retirement and pension entitlements. The aim is not only to determine the share of people retiring before their statutory retirement age (*extensive margin*) but also to identify the absolute number of months for which early retirement adjustments are made (*intensive margin*). Before looking at the prevalence of early retirement, Figure 4.1 enables a deeper understanding regarding the gender differences with respect to pension entitlements (measured in earnings points).

Figure 4.1: Distribution of earnings points



Source: own calculation based on FDZ-RV – SUFVVL2010.

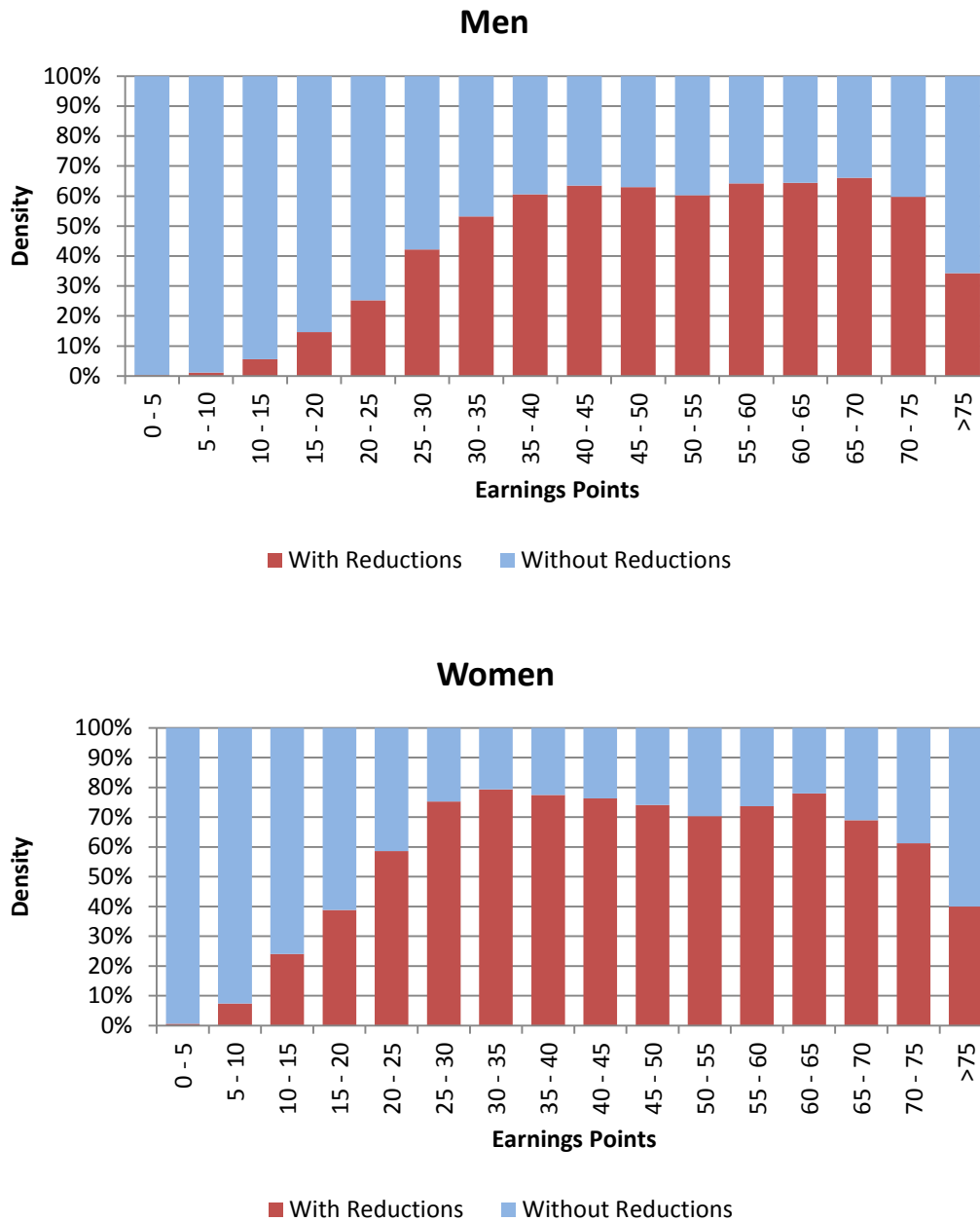
Overall, men hold more earnings points than women. Women accumulate 29.2 earnings points on average which corresponds to a monthly pension of 822€ compared to 44.0 earnings points or a monthly pension of 1238€ for men.¹²¹ Half of the 2010 retirees had accumulated earnings points between 21.9 and 48.5.

Furthermore, figure 2 shows the prevalence of early retirement for the equivalent earnings points classes from Figure 4.1, separately for men and women newly retired in 2010.

¹²⁰ In detail: 65 years for the cohorts 1945 and 1946, 65 years and one month for cohort 1947, 65 years and two months for cohort 1948, 65 years and three months for cohort 1949, 65 years and four months for cohort 1950. Additionally, there are some exceptions for long-term insured, unemployed and women (see chapter 4.3).

¹²¹ All values are based on the pension value (*aktueller Rentenwert*) in effect since July 2013 for West Germany.

Figure 4.2: Share of People retiring early according to earnings points



Source: own calculation based on FDZ-RV – SUFVVL2010.

Taking the earnings point distribution from Figure 4.1 into account, an overall result appears with 50.9% of male and 58.9% of female newly retired old age pensioners retiring before their statutory retirement age in 2010.

Furthermore, three key findings emerge. First, early retirement is particularly common for people in the middle of the earnings point distribution.¹²² The highest exit rates can be found

¹²² Whether individuals with low (or medium or high) pension entitlements can also be referred to as low (or medium or high) earners depends on the relationship between contribution period and average earnings. Kluth and Gasche (2013) show that there is no correlation between contribution time and average working history income in East Germany and a slight positive correlation in West Germany. Therefore, it can be stated that in East Germany, workers drawing a medium pension may also be referred to as medium earners during their working life. West German insurant with high pension entitlements can also be expected to have been employed in a better paid position. However, the difference in average working life salary should be smaller compared to the

for individuals above 27 earnings points where financial repercussions will not be compensated by basic old age income support. Second, particularly those with a very low number of earnings points (and therefore only a small pension) draw their pension at the statutory retirement age. Third, women have a higher tendency to retire early. As a preliminary conclusion, early retirement seems to be prevalent in terms of the extensive margin, in particular for medium income pensioners.

There are multiple reasons for this result. It is possible that the “poor pensioners” at the bottom of the earnings point distribution retire relatively late because they cannot afford to stop working any earlier. More importantly there is a statistical reason for the “poor pensioners” to retire relatively late. Stay at home husbands or wives retire at the statutory retirement age of 65 because they do not possess the legal requirements (a 35 year waiting period) to draw a pension before the legal retirement age. Due to their relatively short working life, these individuals have accumulated comparatively low pension entitlements or, in other words, only a small number of earnings points. If the majority of these insured who left work a long time ago do not claim their pension until the age of 65, this will result in an increase of the average retirement age at the bottom of the accumulated earnings points scale. The same argument holds for civil servants or self-employed individuals who only paid into the system for a relatively short time and are not allowed to retire before the legal retirement age. Yet, people at the top of the income ladder might retire late because they enjoy their job and experience a higher loss in prestige when retiring than people at the middle and the bottom of the income distribution (see Radl 2007). Moreover, wages and therefore pension entitlements are likely to capture differences in the tastes for work with people at the top end of the income distribution arguably being more likely to have a higher taste for work (see Coile and Gruber 2007).

Moreover, without knowing anything about the intensive margin, it is not possible to judge to what extent pension reduction rates actually lower pension payments in Germany because this depends on the average time people retire before their statutory retirement age. For instance, people could still be anchored to the old statutory retirement age of 65. If supposedly everybody retired at that age, all cohorts born after 1946 would retire with an actuarial reduction, since they would have needed to work just a few months longer in order to reach their statutory retirement age which is greater than 65 years (see footnote 120). In such a hypothetical scenario, the maximum reduction rate in the sample would vary between an arbitrary rate of 0.3% for people born in 1947 and 1.2% for people born in 1950.¹²³ In other words, even if a high percentage of people are affected by reduction rates in general,

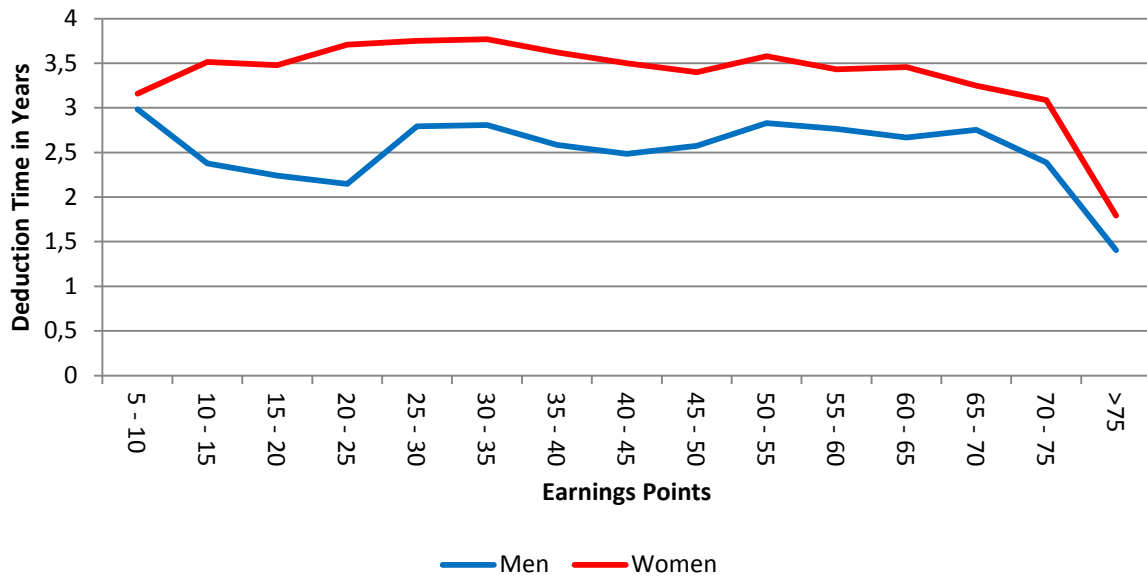
difference in pension entitlement because part of the differences in pension payments stems from a longer contribution period.

¹²³ Individuals with a compulsory contribution period of minimum 45 years as well as people who draw an early retirement pension for women or because of unemployment or part time work would still retire without any deduction at the age of 65.

the impact on their pension payments could still only be minimal due to the negligible difference between actual and statutory retirement age.

The following Figure 4.3 shows the extensive margin of early retirement in years for those who did not retire at their statutory retirement age only.¹²⁴ It becomes evident that within each gender group, the extensive margin does not vary much between the different earnings points brackets.¹²⁵ However, a gender difference of one year emerges with men retiring on average 2.6 years before the legal retirement age compared to 3.6 years for women.

Figure 4.3: Deduction years and earnings points for people who retire before their statutory retirement age

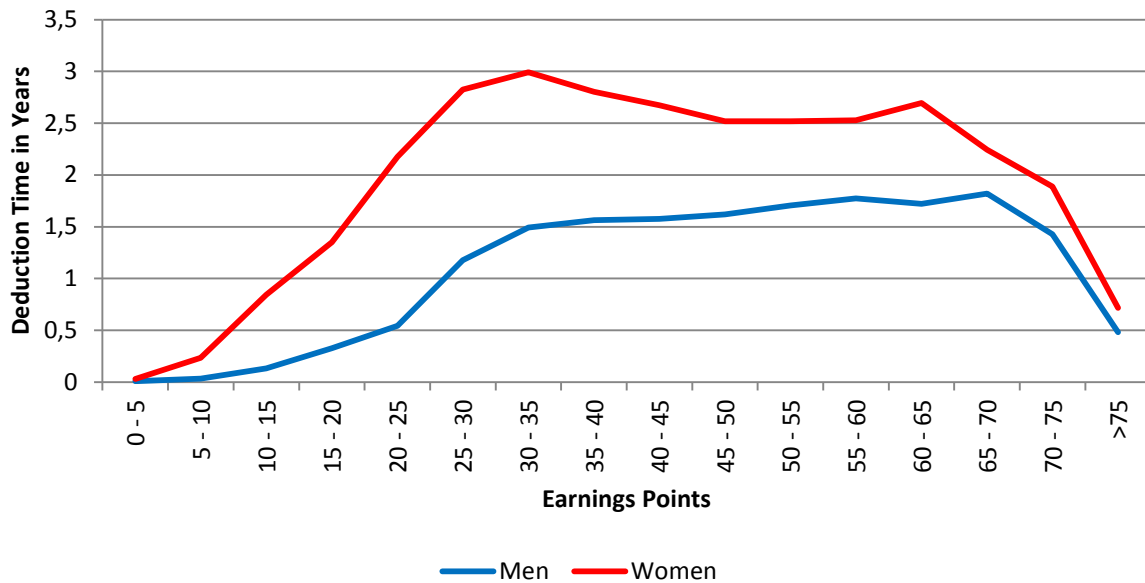


Source: own calculation based on FDZ-RV – SUFVVL2010.

Lastly, Figure 4.4 combines the information on the extensive with the intensive margin from the Figure 4.2 and Figure 4.3. It takes the whole sample into account and shows the average number of years people deviate from their statutory retirement age for the different earnings points groups.

¹²⁴ The lowest category of 5-10 earnings points was excluded from Figure 4.3 since the number of observation is reduced to less than 5 for both genders.

¹²⁵ The deviation at the top earnings points brackets is likely to be caused by the very low number of observations in these groups. For example, there are only 2 observations for women in the highest earnings point group.

Figure 4.4: Deduction years and earnings points for the whole sample

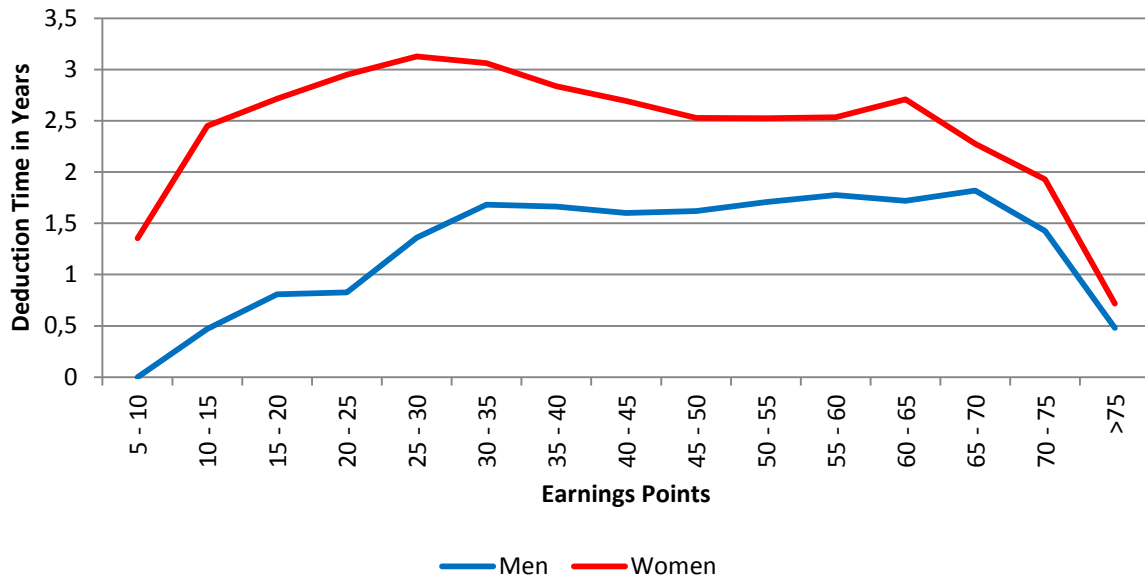
Source: own calculation based on FDZ-RV – SUFVVL2010.

As expected, considering their high extensive margin, people with medium sized pensions also show the highest average reduction times. On average, men (women) retire 1.3 (2.1) years before their statutory retirement age. These numbers translate into a substantial average pension reduction of 4.8% for men and 7.7% for women. There are two explanations why women retire earlier than men. On the one hand, women born before 1952 are allowed to retire at the age of 60 provided that they fulfill certain criteria (see section 4.3 as well as Kluth and Gasche 2013). On the other hand, couples are well known for trying to retire at the same time and with the average woman being younger than her husband or partner, the lower retirement age for women can be very well explained (see Coile 2004). When looking at the relation between the average reduction time and the accumulated earnings points, Figure 4.4 suggests an inverse u-shaped relationship between pension income and retirement age for both sexes.

Moreover, Figure 4.5 shows that the inverse u-shape of the distribution remains (albeit less pronounced) when running the analysis only for those with a waiting period of 35 years and therefore with an option to retire early.¹²⁶

¹²⁶ The lowest category of 5-10 earnings points was excluded from Figure 4.5 since the number of observation was reduced to less than 5 for both genders.

Figure 4.5: Deduction years and earnings points for workers with a waiting period of at least 35 years



Source: own calculation based on FDZ-RV – SUFVVL2010.

In sum, there is empirical evidence that people with low and very high pension entitlements draw their pension later compared to individuals who accumulated a medium amount of earnings points.

In conclusion, reduction rates seem to play an important role in the German pension system in terms of both the extensive and the intensive margin. In particular, there is a high prevalence of middle income individuals to retire before their statutory retirement age. The fact that the majority of new retirees are found in the middle of the accumulated earnings point distribution stresses the presence and importance of early retirement as well as pension reduction rates in the German pension system. In contrast, there is no empirical evidence for the assumption that workers with little earnings points retire as early as possible and rely solely on social benefits and later on old age basic income support. This also holds when looking at people with a minimum waiting period of 35 years only. Furthermore, there is no straightforward reason why people employed in middle income jobs should face greater pressure from their employer to retire early compared to workers employed in low income jobs. Instead, one possible explanation for the difference in retirement timing could be that workers with medium pension entitlements have a higher preference for early retirement combined with the legal possibility and sufficient means to leave the labor force relatively early. This would be an important finding for the current debate as to whether people who retire before the statutory retirement age are in one way or another forced to leave work or whether they retire of their own accord. However, this question cannot be answered by using the administrative dataset at hand as it does not give any information about the individual motivation behind a retirement decision, but solely reports the frequency and intensity of

early retirement. In order to isolate the effect of actuarial reduction rates on retirement behavior detailed information is needed including a worker's household characteristics. In the next chapter 4.4.2, one goal will be to explore whether there is empirical evidence which supports a theory of voluntary or involuntary retirement of certain groups which differ in their socioeconomic characteristics.

4.4.2 Household Survey

The second empirical part of this paper makes use of the 2011 SAVE data. SAVE is a representative longitudinal study of German households with a special focus on savings and old age provision.¹²⁷ The SAVE wave used in this paper consists of six datasets. Within the five complete datasets, missing values caused by item non-response were imputed using all available and meaningful variables (see Ziegelmeyer 2013). Additionally, a sixth dataset consisting of the original (unimputed) responses, including all missing values, is used. In order to get consistent estimation results, Rubin's rule is applied when analyzing the data (see Rubin 1996).

Since the focus of the second analysis lies on individual retirement planning within the statutory pension system, respondents who have already been retired or state that they are not expecting to receive a pension out of the statutory system have been excluded from the sample. The final sample consists of 800 respondents. Apart from a large battery of socioeconomic characteristics, the 2011 wave also includes a specific question tailored to determine the individual disposition to retire before the statutory retirement age. Respondents are directly asked whether they would be willing to retire early in exchange for a permanent reduction on their future pension. In addition to the answers "Yes" or "No", the respondent can also opt for the answer "Don't know". If the respondents approve of the trade-off, they have to specify the maximum reduction rate (in percent and whole numbers) that they would be willing to accept in order to retire one year before their statutory retirement age. The question is phrased as followed:

If you are likely to receive a pension from the statutory pension insurance, would you be willing to abdicate a share of your pension for the possibility to retire one year earlier?

- *Yes, namely a reduction of X% of my pension*
- *No*
- *Don't know*

Table 4.1 shows the socioeconomic variables that are likely to affect individuals' retirement behavior and therefore their responses to this deal for an early exit from work. All parameters

¹²⁷ For a detailed description of SAVE, see Börsch-Supan et al. (2009) as well as Coppola and Lamla (2013).

are included in the estimation model in the next chapter. The two dependent variables are derived from the early retirement deal question above. The list of controls includes the basic socioeconomic characteristics like age, gender, income, educational background, whether the respondent lives in East or West Germany and whether he or she lives with a partner.¹²⁸ In order to control for people's financial endowment and their old age provision (hypothesis 1), the SAVE data allows the inclusion of a battery of dummy variables which check for a wide range of products from general financial assets like different forms of savings deposits or stocks and bonds to special private or occupational old age provision contracts.¹²⁹ The idea is to determine which of those correlate with people's retirement planning. The different products vary in their risk structure, their duration and ambition as well as in the financial means needed to acquire them. For example, discount certificates and hedge funds have a much higher risk structure than a simple savings book and therefore these products also differ in terms of their target market. Likewise, acquiring real estate wealth requires on average more financial means compared to a savings deposits. With respect to ambition, the goal of occupational and private old age provision contracts is to provide workers with an additional source of income for their retirement besides the state pension. The duration of these contracts is usually many years and often involves a minimum age for the contract holder to access their entitlements.¹³⁰ For the average worker, old age provision contracts can be expected to have a different effect on retirement planning compared to the financial wealth they can access on a short term basis, e.g. stocks or overnight money accounts. Moreover, a health variable that indicates whether the respondent suffers from a chronic condition like heart disease, asthma, cancer, a stroke or other diseases not explicitly listed is included to test hypothesis 2. Hypothesis 3 can be tested by adding the respondent's subjective life expectancy to the model.¹³¹

¹²⁸ For detailed description of the German education system and for appropriate classification of the various schooling, university and vocational certificates according to the International Standard Classification of Education (ISCED), see Schneider (2008).

¹²⁹ For a detailed description of the German Riester pension, see chapter 2 in Bucher-Koenen and Kluth (2012) as well as chapter 5 of this dissertation.

¹³⁰ For example the minimum age for a Riester pension is 60 (62) for contracts purchased before (after) January 1, 2012 (§ 1 Altersvorsorgeverträge-Zertifizierungsgesetz).

¹³¹ Appendix 4.6 C provides an additional overview over the sample averages and standard errors for the different variables in Table 4.1 separately according to the response in the early retirement question.

Table 4.1: Dependent and independent variables used in the reduction rate analyses

Domain	Variable	Description
Dependent Variables	early (d)	Equals one if the respondent is willing to retire early in exchange for an actuarial reduction
	reduction	Maximum reduction rate the respondent is willing to accept in exchange for the possibility to retire one year early
Controls	age	Age of the respondent
	female (d)	Equals one if respondent is female
	east (d)	Equals one if the respondent lives in the former German Democratic Republic (GDR)
	single (d)	Equals one if respondent is not living with a partner
	age_dif_partner	Age difference between respondent and her/his partner
	netinc_aj	Net income in euro adjusted for household size according to OECD equivalent scale: First adult = 1, second adult = 0.5, each kid = 0.3
	<i>iscled</i>	<i>Educational background</i>
	2 (d)	Lower secondary
	3 (d)	Upper secondary
	4 (d)	Post secondary, non tertiary
5 (d)	First stage tertiary	
Financial Constraints	savings book (d)	Equals one if respondent holds a savings book
	buildings-saving (d)	Equals one if respondent holds a buildings-saving contract
	bonds (d)	Equals one if respondent holds fixed income bonds
	stocks (d)	Equals one if respondent holds stocks, equity funds or real estate funds
	other securities (d)	Equals one if respondent holds other securities, e.g. discount certificates, hedgefunds or money market funds
	real estate (d)	Equals one if respondent holds any form of real estate assets
	private_score	Score of private old age provision products, namely: State subsidized Riester pension, purely private pension, life insurance
	occupational (d)	Equals one if respondent has an occupational pension scheme
Health	sick (d)	Equals one if the respondent states to have a chronic condition
Life Expectancy	absolute_le	Individuals subjective absolute life expectancy in years

Dummy variables are marked with a (d)

Source: own calculation based SAVE 2011.

4.4.2.1 Descriptive Results

In order to draw initial conclusions about the response behavior and whether individuals give meaningful answers to the early retirement question, the next section exploits another question within the SAVE survey that queries the respondent's expectations. More precisely individuals are asked to state the age at which they intend to retire. Furthermore, it is possible to compute the individual statutory retirement age of respondents, since the sample includes their personal birth year. The combination of these two parameters is shown in Table 4.2 which reports the average difference between the respondents' expected and statutory retirement age for the different answer groups of the early retirement question.

Table 4.2: Willingness to retire one year early and accept a reduction

	N	Frequency in %	Average Difference: Expected - Statutory Retirement Age	Std. Err.
No	330	41.25%	-0.60	0.15
Yes	148	18.50%	-1.84	0.32
Don't know	322	40.25%	-1.29	0.18
Total	800	100%	-1.09	0.11

Source: own calculation based SAVE 2011.

The table shows that around 60% of all respondents answered the question with "Yes" or "No" whereas around 40% opted for "Don't know". The high number of undecided participants shows the complexity of the decision problem.¹³² At first glance, respondents give plausible answers with respect to their expected retirement age. People who are willing to accept a tradeoff between early retirement and a reduction in all future public pension payments plan to retire 1.24 years earlier than those who state that they would not agree to such a tradeoff.¹³³

Within the group of people who approve the tradeoff, it is worth comparing the respondents according to their stated reduction rate. If people answer consistently, a person who would be prepared to accept a reduction rate equal or greater than the legal rate of 3.6% should indicate an expected retirement age that is at least one year below the person's statutory retirement age. On the other hand, people who are only willing to accept an actuarial reduction rate that is smaller than the legal rate should indicate that they will not retire early because the legal rate does not match their preferences. Table 4.3 splits the group of people who are willing to retire early into two categories according to their stated reduction rate. The first group is made up of those who are willing to accept a rate that exceeds the current legal reduction rate (i.e. their answer is greater than or equal to 4%) and the second group

¹³² Especially young participants are faced with more uncertainty regarding their frame conditions (e.g. health or financial assets) when planning their retirement due to a larger time horizon between the questionnaire and the year when they expect to retire (see appendix 4.6 B).

¹³³ Applying a t-test shows that the means of the two groups "Yes" and "No" are significantly different from each other at a 1% level. Furthermore, there is a significant difference at a 10% level between "Yes" and "Don't know" as well as at a 1% level between "No" and "Don't know".

captures those who are only willing to accept lower reduction rates (less than or equal to 3%).¹³⁴

Table 4.3: Expected retirement age according to individuals' actuarial reduction rate

	N	Frequency in %	Average Difference: Expected - Statutory Retirement Age	Std. Err.
Reduction\geq4	104	70.27%	-2.35	0.36
Reduction\leq3	44	29.73%	-0.64	0.61

Source: own calculation based SAVE 2011.

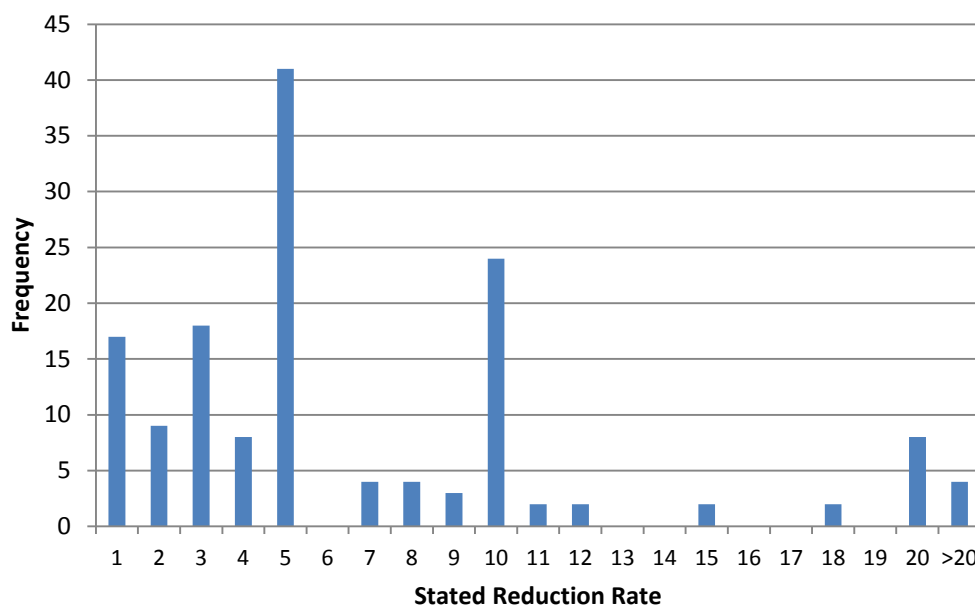
Table 4.3 shows that a majority of over 70% would accept a reduction rate which exceeds the current legal rate. Furthermore, a significant difference within the group emerges according to their stated actuarial reduction rates. Those who would accept a reduction rate greater than the legal rate expect to retire 1.68 years before the group that is only willing to accept lower rates.¹³⁵

Overall, respondents state an average actuarial reduction rate of 7.36% with a standard deviation of 6.48%. This is an interesting result as the average reduction rate is almost twice as high as the legal reduction rate in Germany (3.6%). This is surprising when taking into account that the group of respondents who are willing to retire early would not only accept reduction rates that go beyond the rates currently in place in Germany but would state an actuarial reduction rate that is in line with a value that can be seen as mathematically fair like the current rate of 6.67% in the US (see Munnell and Sass 2012) or rates that are proposed for the German system (see Börsch-Supan 2004b and Werding 2007). The high standard deviation is consistent with the large variety in people's discount rates as already mentioned by Gustman und Steinmeier (2005).

Figure 4.6 shows the distribution of the stated reduction rate in detail. The majority of respondents state numbers between 1-10 percent. Moreover some focal points emerge (e.g. at 5% and 10%).

¹³⁴ The sample cannot be divided exactly at 3.6%, since respondents can only state whole-number responses. However, this will only cause a problem for a very narrow part of the answer bracket between 3 and 4 percent. Individuals whose "real" decimal answer lies between 3.6% and 4.0% can be expected to round up their answer to 4%. Likewise respondents with a decimal answer between 3.0% and 3.4% can be expected to round off their answer to 3%. Nevertheless, individuals whose decimal answer is lies between 3.5% and 3.6% might adjust their answer upwards to 4% and are therefore incorrectly assigned to the answer group that states a reduction rate that exceeds the legal rate.

¹³⁵ Applying a t-test shows that the groups are significantly different from each other at a 5% level.

Figure 4.6: Distribution of the stated reduction rate

Source: own calculation based on SAVE 2011.

Important policy conclusion may be drawn from these fundamental descriptive results. In principle, higher actuarial reduction rates can be expected to increase the average retirement age. However, it will only affect individuals' retirement planning if the personal actuarial reduction rate lies between the former lower and the newly established higher legal rate respectively. Due to the fact that people's preferences are highly dispersed, a large number of people can still be expected to opt for early retirement even if the legal rate is considered actuarially fair.¹³⁶

In order to increase the average retirement age, it seems crucial to rise the minimum age at which people qualify for early retirement. In Sweden, the government is currently faced with this problem, meaning that an increasing share of individuals retires as early as possible even though the actuarial reduction rates are mathematically fair (see Statens offentliga utredningar 2013). This might not be a problem for the pension system per se, because with fair reduction rates early retirement does not create an extra financial burden for the system.¹³⁷ However, from a macroeconomic point of view, growth rates and general wealth of a society is likely to be negatively affected when the share of active people in the workforce decreases (see Kantarci and van Soest 2008).

¹³⁶ It needs to be distinguished between the actuarially fair legal reduction rate in a pension system (considering the average insured) and the actuarially fair rate from an individual's perspective. The latter varies across people and is dependent on a number of individual parameters, e.g. subjective life expectancy (see footnote 103).

¹³⁷ This only holds if the decision to retire early is independent from people's actual life expectancy.

4.4.2.2 Econometric Results

The next chapter aims to shed some light on the hypothesis stated in chapter 4.2.2. The important question is: how does the maximum reduction rate respondents claim to accept depend on certain parameters? In other words, what drives people to accept a deal for early retirement and what determines the price these people are willing to pay? The anticipated answer to this question was that financial constraints, health as well as life expectancy would play an important role.

When analyzing the correlation between the covariates and the stated reduction rate, the problem arises that the dependent variable is only explicitly specified for those with a positive reduction rate. Theoretically, people who opt for the “No” answer in the SAVE question can be expected to only accept the deal offered to them if the reduction rate is equal to zero or even negative. To put it another way, these people would only retire early without any negative repercussion on their pension (reduction rate of zero) or would actually demand monetary compensation in the form of a pension increase for giving up their job. Therefore one is faced with a left-censoring problem for which the tobit model offers a solution (see Tobin 1958). Drawing on to the considerations of chapter 4.2, a negative reduction rate can be plausible for at least two reasons. On the one hand, for a lot of individuals being employed has certain social and psychological benefits which retirement cannot provide. Put differently, some workers can be expected to value work more than retirement (see Chen and Scott 2006). Therefore they would only give it up if they were adequately compensated. On the other hand, a person who retires one year early is faced with a lower future income stream for two reasons. First, due to a loss of earnings from the one year he or she retired early and second because of overall lower pension payments due to the fact that the individuals working history, on which pension entitlements are based, is now one year shorter. Table 4.4 shows the result for the tobit estimation with respondents’ reduction rates being the dependent variable and using the control variables which were described in detail in Table 4.1. The reduction rate for individuals who negated the early retirement deal is set to zero and the left censoring limit in the model is also set to zero.¹³⁸ The goal of the estimation is to detect the correlations of the different domains with respondents’ stated maximum actuarial reduction rates. The coefficients can be interpreted similarly to an OLS regression. However, one important difference is that the linear effect is now on the uncensored latent variable and not only on the observed outcome like in an OLS estimation. The fact that the dependent variable is left censored at the value zero is explicitly considered in the tobit model. It is important to note that the high number of censored observations can be expected to have a strong influence on the estimation results. If a covariate is highly correlated with

¹³⁸ For the purpose of the analysis, people who opted for the “Don’t know” answer are excluded from the sample. They are addressed later in appendix 4.6 B where individuals with a definite answer, i.e. “Yes” or “No”, are compared to people with the inconclusive answer “Don’t know”.

people's attitude not to accept any deal for early retirement, this translates into a non-positive reduction rate in the tobit model.

Table 4.4: Tobit: Maximum actuarial reduction rate

	Coef.	Std. Err.
age	-0.07	0.08
female (d)	-2.75*	1.61
east (d)	1.30	1.52
single (d)	-1.26	1.65
age_dif_partner	-0.13	0.15
netinc_aj	0.32	0.61
Education: Reference ISCED 5		
ISCED 2	2.87	3.37
ISCED 3	2.27	1.70
ISCED 4	2.01	2.35
savings book (d)	4.02**	1.63
buildings-saving (d)	-0.71	1.41
bonds (d)	-1.55	2.21
stocks (d)	2.26	1.48
other securities (d)	0.08	2.63
real estate (d)	5.73***	1.50
private_score	-0.34	0.81
occupational (d)	3.54**	1.41
sick (d)	4.53***	1.48
absolute_le	0.16*	0.09
Constant	-25.8	8.37
Observation	478	

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Source: own calculation based on SAVE 2011.

Financial Constraints

Hypothesis 1 which expected people with more assets and old age provision to be willing to accept higher reduction rates is partly confirmed. Having a savings deposit increases the maximum accepted reduction rate by 4.0%, real estate wealth translates into a 5.7% increase whereas individuals possessing an occupational pension state a maximum reduction rate that is 3.5% higher. The score on private old age provision products shows no significant correlation. In sum, financial assets as well as an occupational old age provision increase the maximum actuarial reduction rate respondents would be willing to accept. The results are also in line with Munnell et al. (2004) who find a positive relationship between pension wealth and early retirement.

Health

The objective health measure shows the expected positive correlation in accordance to hypothesis 2. People who suffer from a chronic disease accept higher reduction rates. In detail, the maximum acceptable reduction rate increases by 4.5%. The results are in line with

consideration regarding the correlation between working burden and health with a larger working liability for those in bad health. It is important to note that people with severe health problems might qualify for a disability pension which enables them to retire from the labor force at any age as long as they are insured within the pension insurance and have paid contributions for a certain amount of years which varies from country to country. However, in the survey analysis of chapter 4.4.2, only individuals who have not yet retired are considered. These respondents are not claiming a disability pension yet and therefore it can be assumed that they are taking their health condition into account when balancing the arguments regarding early retirement.

Expected Retirement Time

Hypothesis 3 states that people who presume they will have a longer retirement time can be expected to accept only lower reduction rates following simple discounting principles. However, when calculating the expected period of pension receipt as the difference between subjective life expectancy and expected retirement age, the problem emerges that the expected retirement age negatively depends on the maximum reduction rate the individual is willing to accept (see Table 4.3).¹³⁹ A low expected retirement age in turn correlates positively with the expected period of pension receipt. For this reason the model uses subjective life expectancy rather than a more explicit expected retirement span of time as a control for the effective discounting period. Subjective life expectancy shows a significant but unexpected correlation. Respondents who believe they will live longer would accept even higher reduction rates, although the effect is relatively small with 0.16% per year and only significant at a 10% level. In other words, even if a person believes they will live 10 years longer in comparison to another individual, the maximum reduction rate is just 1.6% higher.

Control Variables

Furthermore, when looking at the controls, only gender shows a significant correlation with the stated maximum reduction rate. Women's maximum reduction rate is estimated to be 2.8% lower compared to the rate for men. However, this result is only significant at the 10% level. This result is in contrast to the empirical evidence for those individuals who newly retired in 2010. Here, women showed a higher prevalence for early retirement both on the extensive and on the intensive margin (see chapter 4.4.1). The divergence can have multiple explanations. On the one hand, the increase in female labor force participation in recent times could result in a change in women's retirement behavior in the future. Put differently, the contradicting results from the two datasets can be explained by the fact that the SAVE study looks at younger cohorts in comparison to the women in the administrative data. On

¹³⁹ When including solely the expected retirement age as a control variable, the model shows a highly significant negative correlation between the maximum stated actuarial reduction rate and the expected retirement age. In other words, people who accept a higher reduction rate are also more likely to believe to retire early because for them, the legal reduction rate of 3.6% represents a fair deal. On the contrary, individuals who would only be willing to accept fairly small reduction rates will expect a higher retirement age because for them, the current regulation seems unattractive (see Table 4.3).

the other hand, it is possible that women have a higher tendency to deviate from their initial retirement plan. Another reason why early retirement may be less prevalent for women in the future is the abolishment of special paths to early retirement accessible only for women born before 1952. A more general reason for the divergence could be that SAVE looks at desire instead of actual retirement behavior and the free choice in a survey differs from the reality where options are often limited (see van Soest and Vořková 2013). More research is needed to disentangle the different arguments; however, this goes beyond the scope of this chapter.

4.5 Conclusion and Discussion

The reasons why people retire at a certain age remain complex because multiple influences on a personal, legal as well as on a macroeconomic level are likely to play a role. This paper draws some inference about the prevalence of early retirement and the role of actuarial reduction rates people have to pay when they retire before their statutory retirement age. Learning more about people's attitudes towards financial repercussions for early retirement is crucial for the pension authority and policy makers alike in order to make a better judgment when assessing the consequences of a policy change regarding such reductions. Above all, the question is as to whether an increase or decrease in the legal reduction rate can be expected to have a sizeable effect on workers' actual retirement age.

Evaluating a large administrative dataset of insurance records from the German statutory pension system shows that 50.9% of men and 58.9% of women who newly retired in 2010 drew their pension before their legal retirement age. In sum, the average reduction in pension payments was 4.8% for men and 7.7% for women. It is important to note that particularly people with average and (to a lesser extent) people with high pension entitlements exit the workforce relatively early. In current political discussions, e.g. the danger of an increase in old age poverty or the social compatibility of the gradual increase of the statutory retirement age to 67, this is a crucial finding because there is no empirical evidence that those people at the bottom end of the retirement benefits distribution spectrum are forced to retire early. On the contrary, the results suggest that it is in fact middle to upper-middle class individuals who retire early, probably in some measure because they have the preference and financial means to do so.

The analysis of the 2011 SAVE data reveals three main findings. Firstly, it shows that among the people who claimed to be willing to accept a deal for early retirement, the maximum accepted actuarial reduction rate is widely dispersed. Further, the average stated reduction rate is, at 7.4%, roughly double the current legal rate of 3.6% per year. Secondly, respondents seem to make plausible choices in the sense that those who would accept an actuarial reduction rate that lies above the current legal rate expect to deviate significantly more from their legal retirement age (by 1.5 years) compared to the group who would only

agree to the hypothetical deal if the reduction rate on their pension was below the legal rate. Third, certain domains like financial constraints or health coincide with people's decisions to consider an early retirement deal as well as on their maximal accepted reduction rate. In line with the initial hypotheses, individuals holding more financial assets and a wide-ranging old age provision as well as workers who are currently suffering from a chronic health condition are more likely to accept higher actuarial reduction rates. In contrast, the effect of people's subjective life expectancy goes in the opposite direction than initially expected. Individuals who believe they will live longer are more likely to accept higher actuarial reduction rates. However, compared to the financial and health parameters, the effect size is rather small. In sum, when people are confronted with their retirement planning, an early exit looks particularly tempting for middle income individuals.

The results lead to some important policy implications. First, the wide dispersion as well as the high average of respondents' maximum acceptable reduction rate give rise to the assumption that a certain share of workers have a strong preference for early retirement and that a slight increase in the legal actuarial reduction rate cannot be expected to have a great effect on the labor supply of these people. However, from the financial standpoint of the statutory pension system, it is undoubtedly necessary to have an actuarially fair reduction rate. For this reason, it is not clear whether an increase in the legal reduction rate shifts the large share of workers who retire as early as possible to a higher retirement age. Second, as a result of the fact that pension levels are expected to decline over the coming decades an increasing number of people face the possibility of relying on old age basic income support after retirement, supposedly they do not compensate for this drop by higher private savings (see OECD 2013, Börsch-Supan et al. 2012). Such a development could jeopardize the incentive to increase the average retirement age since pension reduction rates become meaningless for a growing proportion of the population who have to rely on welfare benefits after retirement. The absence of any financial repercussions for early retirement bears the risk of a trend towards early retirement amongst certain low income groups (see OECD 2013 p.150). Early retirement can be a rational choice given that a low income salary is subsidized to a great extent with welfare payments and the individual can enjoy more leisure at the same time. This risk could be mitigated with a simultaneous increase of not only the statutory retirement age but the minimum early retirement age as well. Merely increasing the actuarial reduction rate will neither have an impact on people relying on social benefits nor will it affect those with a strong preference for early retirement.

4.6 Appendix

Appendix A: Robustness Check

The analysis of chapter 4.4.2.2 was conducted using all information received from responses to the early retirement question in SAVE, including the stated reduction rate of those who are hypothetically willing to retire one year earlier. In section 4.4.2.1, it could be shown that respondents are able to give plausible answers when it comes to their indifference actuarial reduction rate. However, due to the high complexity of the question, it seems reasonable to apply a robustness check. The following analysis focuses only on the dichotomous variable *early* (see Table 4.1), indicating whether an individual would generally accept the hypothetical deal for early retirement offered to them in the SAVE questionnaire. The idea is to reduce the noise potentially created by the fact that individuals might be certain of the decision to accept a deal for early retirement but struggle to come up with an exact price. In other words, it requires a higher level of sophistication from the respondents to give a meaningful percentage number compared to simply opt for “Yes”. Overall, the estimation model can be seen as a simplification of the tobit analysis. The sign of the covariates’ estimation results can be expected to remain unchanged compared to the tobit estimation since the basic assumption was that people are able to give meaningful answers.

Therefore, a simple probit model applies with the depended variable being a dummy which takes the value one for those who state that they would be willing to accept an actuarial reduction on their pension in exchange for the possibility to retire one year earlier and which takes the value zero for those who answer “No” to the retirement deal question. Probit regressions are feasible when the dependent variable is dichotomous in nature (see Doeringhaus and Feldman 2001). The model incorporates the same covariates as the tobit model did before. Table 4.5 shows the estimation results. The table reports the change in the probability of accepting an early retirement deal given a one-unit change in the continuous variables or a change in the dummy variables from zero to one. Marginal effects (MFX) are evaluated at the mean of all variables. The model provides some interesting results for the different domains.

Table 4.5: Probit: Willingness to retire early

	Coef.	Std. Err.	MFx
age	0.002	0.01	-0.001
female (d)	-0.38**	0.16	-0.112**
east (d)	0.11	0.15	0.034
single (d)	-0.12	0.17	-0.035
age_dif_partner	-0.01	0.01	-0.004
netinc_aj	0.02	0.06	0.006
Education: Reference ISCED 5			
ISCED 2	0.24	0.35	0.070
ISCED 3	0.18	0.17	0.053
ISCED 4	0.10	0.24	0.030
savings book (d)	0.47***	0.16	0.139***
buildings-saving (d)	-0.10	0.14	-0.029
bonds (d)	-0.17	0.23	-0.050
stocks (d)	0.30**	0.15	0.091**
other securities (d)	0.02	0.28	0.006
real estate (d)	0.58***	0.15	0.174***
private_score	-0.03	0.08	-0.008
occupational (d)	0.45***	0.15	0.135***
sick (d)	0.44***	0.15	0.131***
absolute_le	0.02**	0.01	0.005**
Constant	-2.93	0.84	
Observation	478		

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Source: own calculation based on SAVE 2011.

Financial Constraints

Hypothesis 1, which proposed a positive correlation between financial endowment and the willingness to retire early, is again partly supported by the model. People's assets are positively correlated with the willingness to retire early. Respondents who possess a savings deposit, stocks or real estate wealth are more likely to opt for the possibility of an early work exit. The same positive correlation holds for the dummy variable *occupational* which shows whether the individual is part of an occupational pension plan. Having a savings account (stocks, real estate) translates into a 13.9% (9.1%, 17.4%) increase in the likelihood of accepting the deal for early retirement, whereas holding an occupational pension increases the changes to accept the deal for early retirement by 13.5%. In contrast, the covariate *private_score* which controls for private old age provision shows no significant correlation.

Health

Hypothesis 2 proposed a positive correlation between bad health and the willingness to retire early. It shows that people who state they suffer from at least one condition are 13.1% more likely to accept a deal for early retirement. People who are distressed by bad health could

have a higher likelihood of accepting a reduction in their pension in exchange for an early work exit because the working burden is unequally higher for them.

Life Expectancy

The initial assumption that people who believe they will live a long life are less willing to retire early in exchange for an actuarial reduction (hypothesis 3) cannot be confirmed by the model. In line with the tobit estimation, the correlation goes the other way with people possessing a high subjective life expectancy being more likely to accept a deal for early retirement. The effect size, namely 0.55% per year, appears rather small in relation to the financial and health domain.

Control Variables

Amongst all control variables, the model only shows a significant correlation between gender and the willingness to retire early. The model reveals that women are about 11.2% less likely to accept a deal for early retirement.

Overall, both estimation models show the same correlations between socioeconomic characteristics and the attitude towards actuarial reduction rates.

Appendix B: Indecisive Respondents

Appendix 4.6 B aims to take a closer look at the people who refused to give a precise answer regarding the hypothetical deal for early retirement offered to them in the SAVE questionnaire. The idea is to divide respondents into two groups. The first group consisting of those who gave a definite answer, i.e. “Yes” or “No”, and the second group containing all respondents who answered indecisively with “Don’t know”. This is an interesting exercise because whether people gave a definite answer or not can be interpreted as a reference to whether they are already actively planning for their retirement or not (see Yang and Devaney 2011). Table 4.6 shows the estimation results for a simple probit estimation with the dependent variable being a dummy which takes on a value of one if the respondent has given an explicit answer to the early retirement question. The model uses the familiar covariates from Table 4.1.

Table 4.6: Probit: Definite versus indefinite answer

	Coef.	Std. Err.	MFx
age	0.03***	0.01	0.010***
female (d)	-0.23**	0.11	-0.084**
east (d)	0.06	0.11	0.021
single (d)	-0.03	0.11	-0.010
age_dif_partner	-0.002	0.01	-0.001
netinc_aj	-0.02	0.04	-0.006
Education: Reference ISCED 5			
ISCED 2	-0.05	0.23	-0.017
ISCED 3	-0.10	0.13	-0.035
ISCED 4	-0.10	0.18	-0.036
savings book (d)	0.18*	0.11	0.065*
buildings-saving (d)	-0.06	0.10	-0.022
bonds (d)	0.07	0.17	0.025
stocks (d)	-0.14	0.11	-0.050
other securities (d)	0.31	0.24	0.113
real estate (d)	0.06	0.10	0.022
private_score	-0.08	0.06	-0.031
occupational (d)	0.23*	0.12	0.082*
sick (d)	-0.06	0.11	-0.023
absolute_le	0.004	0.01	-0.001
Constant	-0.54	0.55	
Observation	800		

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Source: own calculation based on SAVE 2011.

The model shows that age has the most significant influence on respondents’ answering behavior. Younger people are less likely to give a definite answer regarding the hypothetical deal for early retirement. The likelihood of giving a definite answer increases by 1.0% per year as people get older. When looking at different age groups, respondents younger than 50

years show a 52% likelihood to give a definite answer compared to 71% for individuals 50 years or older and 78% for those who are 55 years or older. This is not surprising because on the one hand, younger people face more uncertainty when thinking about their situation in the age bracket they will be most likely to retire. Taking this into account, the result is consistent with Disney and Tanner (1999) who argue that the answer “Don’t know” can be a rational response for people who are facing more uncertainty. On the other hand, it is well known that people show myopic behavior (see Thaler and Shefrin 1981) and that younger people are therefore less preoccupied with their retirement planning compared to older people. Future consequences of current actions are not accounted for in an adequate manner. Very few decisions in life have as a long a time horizon as old age provision and retirement. Put differently, individuals tend not to deal with problems and challenges that are a long way into their future, but are more concerned about the present. Both arguments draw the same conclusion and make it more difficult for younger respondents to give a definite answer.

In addition, women are 8.4% less likely to give a definite answer, which is in line with evidence from surveys aimed to measure financial literacy. They show that, provided the survey offers the option, women tend to opt for a “Don’t know” category more often than men (see Bucher-Koenen et al. 2012).

Furthermore, two of the financial variables (*savings deposit and occupational*) show a positive correlation with the likelihood of giving a “Yes” or “No” answer. This may be interpreted in line with Yang and Devaney (2011) who claim that people who are more concerned about their financial endowment in the future are more likely to hold certain savings and old age provision products. As a consequence, these people are more capable of evaluating a hypothetical retirement deal question and are therefore less likely to opt for the “Don’t know” category.

Appendix C: Descriptive Statistics

Table 4.7: Summery statistics of the three answer groups

		Early retirement deal						All	
		Yes		No		Don't know			
Domain	Variables	Mean	Std. Err.	Mean	Std. Err.	Mean	Std. Err.	Mean	Std. Err.
Dependent	reduction	7.36	0.55						
Controls	age	45.21	0.87	44.08	0.58	41.15	0.55	43.00	0.367
	female (d)	0.40	0.04	0.57	0.03	0.63	0.03	0.571	0.018
	east (d)	0.28	0.04	0.34	0.03	0.28	0.03	0.307	0.016
	single (d)	0.24	0.04	0.37	0.03	0.38	0.03	0.353	0.017
	age_dif_partner	-0.51	0.34	1.02	0.32	1.08	0.25	0.801	0.178
	netinc_aj	1640	64	1337	57	1361	49	1395	33.18
	<i>isced</i>								
	2 (d)	0.03	0.01	0.08	0.01	0.07	0.01	0.069	0.009
	3 (d)	0.65	0.04	0.67	0.03	0.68	0.03	0.670	0.017
	4 (d)	0.11	0.03	0.09	0.02	0.10	0.02	0.097	0.010
5 (d)	0.21	0.03	0.16	0.02	0.15	0.02	0.164	0.013	
Financial Constraints	savings deposit (d)	0.81	0.03	0.59	0.03	0.61	0.03	0.635	0.017
	buildings-saving (d)	0.48	0.04	0.39	0.03	0.44	0.03	0.427	0.018
	bonds (d)	0.10	0.02	0.08	0.02	0.07	0.01	0.082	0.010
	stocks (d)	0.37	0.04	0.20	0.02	0.26	0.02	0.252	0.015
	other securities (d)	0.08	0.02	0.04	0.01	0.03	0.01	0.042	0.007
	real estate (d)	0.56	0.04	0.32	0.03	0.35	0.03	0.370	0.017
	private_score	1.14	0.08	0.96	0.04	1.09	0.05	1.046	0.030
occupational (d)	0.48	0.05	0.23	0.02	0.22	0.02	0.266	0.016	
Health	sick (d)	0.70	0.04	0.58	0.03	0.59	0.03	0.604	0.018
Life Expectancy	absolute_le	79.79	0.67	77.95	0.48	78.86	0.51	78.63	0.311
N	Observations	148		330		322		800	

Source: own calculation based SAVE 2011.

5. Take a Chance on Me – Can the Swedish Premium Pension Serve as a Role Model for Germany’s Riester Scheme?

Joint work with Marlene Haupt

5.1 Introduction

The ten year anniversary of the German Riester pension triggered a series of papers that took stock of the reform as well as examined whether the state subsidized old age provision had met the social policy targets it was implemented to fulfill. The main criticism was that the products were considered to be expensive and insufficiently spread. Further criticism was leveled against the high underlying life expectancy and the absence of standardized information leading to a lack of transparency and products that are hard to understand. When talking about necessary reforms of the Riester scheme, the suggestions vary from small interventions, like the introduction of transparent and coherent product information, to complete abolishment and throwback to a pay-as-you-go system (Meinhardt and Zwiener 2012, Tuchscherer 2012, Zimmermann 2012, Hagen and Lamping 2013). As for potential reform role models, many turn to other countries. In particular the Swedish system is an example of a funded old age provision considered to be sustainable (Hagen and Reisch 2010, Hagen and Kleinlein 2011, Hahn and Neumann 2011, Wagner 2011).¹⁴⁰ The OECD (2012) concludes that ,in principle, it is advantageous to introduce a mandatory old age provision system or at least facilitate access to private pension schemes in order to close future pension gaps. In this context, even Walter Riester (2012a, 2012b), the founder of the German Riester scheme, recently stated that the “true Riester pension” should be mandatory for everyone – like the Swedish system.

This raises the question: how does the Swedish funded old age provision work in detail and does it provide a suitable and unrestricted role model for Germany? This chapter is structured as follows. Section 5.2 introduces the Swedish example of a fully funded pension scheme. Section 5.3 evaluates the institutional as well as conceptual differences with regard to the Riester pension. Section 5.4 conducts a meaningful cost comparison between the two countries. To conclude, section 5.5 evaluates the possibilities and limits of a potential transfer of the Swedish model to Germany in two ways: firstly as a complete adaption and secondly as an adaption of single elements only. Section 5.6 summarizes.

¹⁴⁰ In this context, Wagner (2011) refers to the limited number of products as one advantage within the Swedish premium pension system. However, this alleged benefit is not confirmed in the course of the comparison between the two countries carried out in chapter 5.

5.2 The Reform of the Statutory Pension System in Sweden

5.2.1 The Old System and the Reform Process

Before the big pension reform in 1998, the first pillar of the Swedish pension system consisted of two tiers: on the one hand, a universal flat rate basic pension (*folkpension*) which was means-independent and tax-financed representing a basic security for every resident. On the other hand, there was an earnings-related defined benefit pay-as-you-go supplementary pension scheme (*allmän tilläggspension*), the amount of which was dependent on the individuals' pensionable income¹⁴¹ and years of insurance cover, transmitted into a point system (similar to earnings points in Germany).¹⁴² A full supplementary pension was received by those who had achieved at least 30 years of contributions or who had lived in Sweden for at least 40 years. In order to determine the individual pension benefits, the average points of the 15 best out of 30 years were used (15-30-rule). Pensions could be withdrawn upon reaching the age of 65, when using actuarial deductions or allowances between age 60 and 70 respectively. It was also possible to withdraw a partial pension to facilitate the gradual transition from work to retirement. In combination, the system of the basic plus supplementary pension was able to provide a replacement rate equal to two-thirds of the gross income of the 15 highest income years (Wadensjö 1997, Anderson and Immergut 2006, Haupt and Sesselmeier 2011).

For almost all workers, the statutory pension was supplemented by four collectively negotiated voluntary occupational pension schemes. The main exceptions to this rule were the self-employed. Nevertheless, they could voluntarily join the private sectors' occupational pension schemes. Prior to the reform, the employees had the possibility to save privately for retirement, mostly by paying additional contributions to the occupational pension schemes or to collectively negotiated contracts. Furthermore, commitments based on the working contract existed. Additionally, individuals could also sign private pension schemes with insurance companies.

Although a pension commission appointed in 1984 could not agree on specific reform proposals, their final report released in 1990 exposed the weaknesses of the supplementary pension scheme, especially the weak link between contributions and benefits due to the generous 15-30-rule as well as the system's weakened financial basis and its sensitivity to demographic and productivity changes.¹⁴³ Consequently, a parliamentary working group was established to develop the general principles of a new pension system. They concluded their

¹⁴¹ In the Swedish pension scheme, pensionable income includes earned income, income from self-employment and many state benefits. Non-pensionable income is capital income and social assistance benefits. In the old system, income was only pensionable up to a ceiling of 7.5 times the base amount (*prisbasbelopp*). This ceiling was increased by the factor 8.07 of the newly introduced income base amount (*inkomstbasbelopp*) in the reformed system. These base amounts are also used to calculate other social benefits.

¹⁴² A detailed description of the Swedish old age provision system before 1998 can be found in Kruse (1994), Ståhlberg (1995) and Persson (1998).

¹⁴³ For a detailed analysis of the need for reform, see Statens offentliga utredningar (1990) and Könberg et al. (2006).

report in 1994. To work out remaining questions in detail, another commission for the implementation of the reformed system was established (implementation group). Because of extensive political negotiations, in particular on the funded component and the pension adjustment mechanism, it took another four years until the Swedish parliament was able to hold a vote on the reform. Overall, the reform process lasted about 14 years, but finally found a firm parliamentary majority (257 in favor, 17 against and 16 abstentions) and has not been called into question since then (Andersson and Immergut 2006). In the end, on January 1, 1999, the reformed Swedish pension system came into force.

Within the reform, Sweden followed the multi-pillar model of the World Bank (1994) consisting of statutory, occupational and private pension schemes, but rather as a tier scheme where individual elements are built upon each other and are supplemented by a minimum safety element. For reasons of risk diversification, the statutory system of universal and supplementary pension was replaced by a defined contribution system, consisting of a major pay-as-you-go component and a smaller funded element, supplemented by a means-tested guarantee pension (*garantipension*). The retirement age became even more flexible: When the beneficiary reaches age 61, benefits from the statutory pension scheme can be claimed. However, the means tested guarantee pension can only be claimed at the age of 65. Apart from that there is no further determination regulating the retirement age.

5.2.2 The Realignment of the Pay-As-You-Go Component

The main component of the current statutory pension system is a notional defined contribution earnings-related pension (*inkomstgrundad ålderspension*). Here, 16 percent of the pensionable income is “accumulated” annually in an individual account. Since it is a pay-as-you-go system through which the current contributions finance the current pensions, this “accumulation” is not funded, but only notional. The individual account balance grows both by annual contributions and an income index (determined by the growth in average income). When the balance quotient, defined as the ratio between the system’s liabilities and its assets, is smaller than one, an automatic balancing mechanism is activated. Then, income indexation is suspended and pensions as well as pension balances are indexed by a change in the balance index.¹⁴⁴ When the balance index reaches the level of the income index again, the balancing mechanism is deactivated and the pension system returns to indexation by income (Settergren 2001, Pensionsmyndigheten 2012a).¹⁴⁵ In contrast to the former pension system, the amount of the new pay-as-you-go pension depends on overall employment history, level of earnings and individual choice of retirement age. The actual amount of the annuity (monthly pension) is determined by the ratio of the accumulated account balance and

¹⁴⁴ The balance index equals the product of the income index and the balance quotient in the corresponding year.

¹⁴⁵ Since 2010 the automatic balancing mechanism is activated and pensions and pension balances are indexed by the balance index. As a result, the growth in pension and pension balances falls short of the growth in average income since then.

an annuity divisor for the earnings-related pension (dependent on the year of birth and age of retirement).¹⁴⁶ Thus, each contributor can deal with the growing life expectancy individually by either working longer or accepting lower pension payments (Haupt and Sesselmeier 2012).

5.2.3 The Introduction of a Mandatory Funded Scheme

For many people, the introduction of a mandatory funded element within the first pillar represents the real innovation of the reform. The premium pension (*premiepension*) is a fully-funded defined contribution scheme through which an additional 2.5 percent of pensionable income is placed in an individual investment account.¹⁴⁷ Through the introduction of the premium pension, elements of social and private law have been intertwined in the statutory pension system for the first time. On the one hand, the principle of compulsory insurance applies with corresponding social security regulations. On the other hand, it created private law claims and the insured can freely decide on their fund portfolio. To administer contributions to the premium pension accounts and to make contracts with funds, a state agency, the Premium Pension Authority, was established in 1998. However, in 2010, the duties of this agency were transferred to the newly established Swedish Pensions Agency (*Pensionsmyndigheten*) which took over responsibility for all national pensions. The purpose of this reform was to simplify administration as well as to offer information and give advice to the consumer from a single source.

In the premium pension, the investment decision is basically taken by the insured. In accordance with their individual risk preferences they can individually choose up to five funds from a pool of agency approved funds.¹⁴⁸ As the system is mandatory, the contributions will be invested automatically in a default option, administered by a state agency (AP7), if the insured does not wish to make any active choice in selecting funds. With the introduction of the funded scheme, a public default fund, the Premium Savings Fund (*premiesparfonden*) was launched. It was replaced by the fund AP7 Såfa on May 25, 2010. In fact, AP7 Såfa, the national generation management option, does not exist as a separate fund. It is a mixture of an equity fund¹⁴⁹ (*AP7 Aktiefond*) and an interest fund¹⁵⁰ (*AP7 Räntefond*) managed by the

¹⁴⁶ The annuity divisor for the earnings-related pension considers demographic and economic developments. It assumes an interest rate of 1.6 percent in nominal terms, applies to women and men alike and is cohort-specific based on the average life expectancy at the earliest possible retirement age. Up to the age of 65, the divisor is adjusted for every insurant according to the latest statistics and remains constant thereafter.

¹⁴⁷ Initially, the commission proposed a contribution rate of 10 percent to be implemented in the funded scheme. In the political negotiation process, the parties finally agreed on 2.5 percent. The Social Democrats were in favor of a full continuation of the pay-as-you-go system. However, other parties called for a greater proportion of the funded system.

¹⁴⁸ Shortly after the introduction of the premium pension, individuals could already choose from 644 funds managed by 87 fund companies. Currently, 797 funds are authorized and managed by 99 fund companies. Of those funds, 72 percent are equity funds, 15 percent are interest funds and the remaining are generation and balanced funds (Riksförsäkringsverket 2003, Pensionsmyndigheten 2012a).

¹⁴⁹ The equity fund invests in a global portfolio of stocks. By December 31, 2013, the main investment regions were North America (52.8 percent), Europe excluding Sweden (25.7 percent) and Japan (7.8 percent)

agency that adjusts the individual risk according to the insured's age (generation fund).¹⁵¹ The investment goal of AP7 Såfa is to achieve a performance that is at least as good as the average of the privately offered products (AP7 2012a). In addition to the default option, the agency offers three other portfolios as well as the equity and interest fund independently (Table 5.1).

Neither the default fund AP7 Såfa nor the three portfolios (*Försiktig*, *Balanserad* and *Offensiv*) can be combined with other funds. However, since 2010, the insured has the opportunity to select or leave AP7 Såfa at any time. In contrast, the equity and interest fund on their own can be combined with private industry funds.

(Pensionsmyndigheten 2014a).

¹⁵⁰ The interest fund invests in fixed-interest securities like government or corporate bonds. In 2012, the most important portfolio holdings were Svenska staten 1041 (19.6 percent), Swedbank Hypotek 166 (13.2%) and Nordea Hypotek 5526 (12.5%).

¹⁵¹ See appendix 5.7 A for the age-adjusted portfolio of AP7 Såfa.

Table 5.1: Fund products in Sweden (offered by the state)

Product offered by the state authority (AP7)	Age	Portfolio share of AP7 equity fund	Portfolio share of AP7 interest fund	Costs	Return in 2011	Return in 2012	Number of participants	Percentage of overall participants	Fund capital	Percentage of overall fund capital	Combination with other funds possible
		in percent						in percent	(in billion SEK)	in percent	
AP7 Såfa	≤55	100	0	0.10-0.14	-10.5	17.4	2,887,084	44.98	130.43	27.69	no
	56 to 74	36 to 97	3 to 64								
	≥75	33	67								
AP7 Försiktig		33	67	0.10	-1.5	7.8	4,093	0.06	0.38	0.08	no
AP7 Balanserad		50	50	0.11	-4	10.4	5,323	0.08	0.52	0.11	no
AP7 Offensiv		75	25	0.13	-7.7	14.4	5,252	0.08	0.46	0.1	no
AP7 equity fund		100	0	0.14	-11.5	18.5	9,334	0.15	0.31	0.07	yes
AP7 interest fund		0	100	0.08	3.4	2.9	1,978	0.03	0.09	0.02	yes

Source: own calculation for 2012 based on AP7 (2012a, 2013), Pensionsmyndigheten (2013a) and Statistiska Centralbyrån (2013).

5.3 The Differences between the Swedish Premium Pension and the Riester Pension

The first difference lies in the **voluntariness** of both systems. In Sweden, every insured person has to contribute towards the premium pension. It is not possible to opt-out of the system. In contrast, the purchase of a Riester contract in Germany is voluntary and the decision to enter into a contract is made individually. There is no legal compulsion in the German system.

The historically determined differences in the design of the two systems, national insurance in Sweden and employee insurance in Germany, yield to differences in **coverage**. The mandatory insurance in Sweden guarantees a complete coverage of the Swedish population, namely for people at working age and with pensionable income. In contrast, the German Riester scheme is only available for a limited group of people who are directly or indirectly eligible according to § 10 of the German income tax law (*Einkommensteuergesetz (EStG)*). Those who are not directly eligible are liberal professionals who are members of occupational chambers and compulsorily covered through occupational provision institutes (*berufsständische Versorgungswerke*), the voluntarily insured and marginally employed persons who are exempt from the compulsory insurance as well as the self-employed that are not subject to the statutory pension insurance scheme. Indirectly eligible is every spouse of a directly eligible person (§ 79 EStG). As a consequence, an indirectly eligible stay at home husband or wife could purchase a Riester contract in Germany, but would not be covered by the premium pension in Sweden.

Due to its mandatory nature, the Swedish premium pension does not offer any **subsidies** because the state does not need to provide an incentive in order for individuals to enroll. In consequence of its politically deliberated voluntariness, the Riester pension is subsidized by means of two instruments. On the one hand, Riester savers receive a lump-sum payment of 154€ plus 185€ for every child eligible for child benefits born before 2008 and 300€ for every child born after 2008 respectively (§§ 84, 85 EStG). On the other hand, the contributions towards a Riester contract are tax deductible up to 2,100€ (§ 10a EStG). If the tax break exceeds the lump-sum payments, it is offset against the lump-sum subsidies and the contract holder benefits from the resulting difference (§ 10a EStG).

The wish to benefit from the returns of the capital market was a central argument in favor of a fully funded old age provision element. Nevertheless, there are differences in the **products** that are available in the two pension schemes. In Sweden, all contributions are invested in the capital market. If the insured does not make an investment decision, the money is invested in the default fund AP7 Såfa. The Riester pension in Germany provides additional investment possibilities. The Riester saver can invest in a Riester fund similar to the Swedish system. Furthermore, there is the possibility of a Riester pension insurance contract, a bank

saving plan or an owner occupied housing contract (*Wohnriester*).¹⁵² All options in both countries serve to establish an additional old age provision pillar besides the public pay-as-you-go pension system. Both systems allow for individual investment decisions.

One crucial difference becomes evident when looking at **implementation** within the old age provision system. The Swedish premium pension is established within the public provision for old age. In contrast, the German Riester pension is mainly established within the private old age provision.¹⁵³ The contract is concluded with a private provider and the Riester saver is entitled to property claims under private law.

The fully funded components in both countries work with different **contribution rates**. In Sweden, 2.5 percent of the pensionable income is paid into one's individual premium pension account. It is not possible to pay a lower or higher contribution rate. In Germany, the maximum subsidized contribution rate currently amounts to 4 percent of the relevant basis of assessment (*Bemessungsgrundlage*) (§ 86 EStG). If these contribution rates are set in relation to the contribution rates of the pay-as-you-go element in both countries, 13.51 percent of the combined total contributions towards the individual old age provision are paid towards the premium pension in comparison to up to 16.95 percent paid towards a Riester scheme in Germany.¹⁵⁴

In both countries, contributions have only been paid to a certain **upper limit**. In general, the implementation of the Swedish premium pension in the first pillar of old age provision leads to contributions of employees as well as employers. It is important to note that the contributions are not split equally between the two parties. The employee pays a contribution rate of 7 percent up to 8.07 times the income base amount.¹⁵⁵ For the employers, there is no upper limit and as a consequence, they are always obliged to pay their contribution of 10.21 percent of the wage bill. In Germany, each Riester saver has to pay 4 percent of the relevant basis of assessment minus the lump-sum subsidies, but at least 60€ p.a., in order to receive the maximum state subsidy. The absolute subsidized contribution amount for each contract holder is limited to 2,100€ minus the lump-sum subsidies per year (§ 86 para. 1 EStG).

The contrasting methods of implementation in Sweden and Germany also lead to differences in **administration**. In Sweden, the pension authority serves as the central execution and accounting agency for the premium pension and serves as the intermediary, more precisely a clearing house, between the insured and the fund providers who are responsible for all financial transactions. Additionally, the account management and the pension payment are carried out by the pension authority. Due to bulk investments, the fund providers only know

¹⁵² In a bank saving plan, the contributions are booked to an individual account that underlies a certain interest rate, for example the current yield of German treasury bonds. Any owner occupied housing contract supports the acquisition of an owner occupied property under the terms of the German home ownership pension act (*Eigenheimrentengesetz (EigRentG)*). The investment is therefore underwritten by the property.

¹⁵³ Furthermore, there is the possibility to benefit from the Riester subsidies via an occupational pension plan.

¹⁵⁴ In Germany, it is possible to pay a contribution that exceeds the subsidized 4 percent of the relevant basis of assessment. The analysis in this paper will be restricted to the subsidized part of individual contributions.

¹⁵⁵ For 2014, the income base amount was set to 56,900 SEK (about 6,455€) (Pensionsmyndigheten 2014b).

the total investment sum but not the contributions of each single contributor. In contrast, in Germany, sales and administration of all Riester contracts are enforced by the private providers. Merely the subsidy coordination is conducted centrally by the central benefits authority for old age provision (*Zentrale Zulagenstelle für Altersvermögen*).

Additional differences exist regarding the **pay-out rules**. In both countries, the insured receive an annuity when they claim their pension. In Sweden, the pay-out in form of an annuity is compulsory and can be requested after the age of 61, a lump-sum payment is not possible. The insurant has to choose between a fixed (guaranteed) or a variable annuity, whereas drawing a premium pension does not depend on drawing a pension out of the pay-as-you-go system at the same time (Könberg et al. 2006). It is also possible to claim a partial premium pension. The calculation of the individual premium pension is similar to the calculation of the public pay-as-you-go pension. The current balance of the individual premium pension account is divided through an annuity divisor for the premium pension.¹⁵⁶ If the insurant opts for a guaranteed annuity, all funds are sold by the pension authority and the calculated annuity is paid monthly. The annual pension increase is linked to the performance of the capital stock of the pension authority. If the insurant opts for a variable annuity, the pension authority only partially sells the individual fund capital to satisfy the annuity payments for the following year. In detail, the individual funds are sold on a monthly basis; however, the premium pension is determined on an annual basis. In Germany, the pay-out phase starts at the earliest at age 60 or 62 for contracts that were concluded after 2011. The insurant can choose to receive a lump-sum payment of a maximum of 30 percent of his accumulated capital and the remaining assets are converted into an annuity. In contrast to the Swedish premium pension, it is not possible to draw a partial Riester pension. It is also important to note that in both countries all pension payments are fully taxable during the pay-out phase.

A crucial difference from the individual perspective has to do with **risk mitigation and return opportunities**. In Sweden, every individual bears the capital market risk of their investment personally and to the full extent. Turbulences in the capital markets directly affect the personal pension benefits since a risk mitigation element does not exist. In case of a recession accompanied with a plunge in stock prices, the insurant often only has the option to opt for a variable annuity in the hope that the stock market will recover in the near future. In contrast, every Riester contract underlies a contribution guarantee. Every provider has to ensure a minimum pension pay-out that is at least equal to the individual contributions plus the state subsidies (§ 1 para. 1 Nr. 3 Pension Provision Agreements Certification Act (*Altersvorsorgeverträge-Zertifizierungsgesetz* (AltZertG))). Therefore, every Riester saver also bears the capital market risk, but this risk has a lower limit due to the contribution guarantee. As guarantees do not come for free, a contribution guarantee can be expected to

¹⁵⁶ Note that there is not only one annuity divisor in the Swedish pension system, but one for the pay-as-you-go pension and one for the premium pension.

lower the anticipated return of a Riester contract. Furthermore, the different product types that count as a Riester contract lead to a different risk-return structure. For example, a Riester bank saving plan has a lower risk compared to a Riester fund saving plan, but on the other hand can also be expected to generate a lower return on average.

Besides the pension volume, the pay-out duration is an important parameter. The Swedish premium pension as well as the German Riester pension insure against the individual **longevity risk**. Every premium pension recipient is entitled to receive an annuity until their death. As a consequence, the annuity payments can exceed the value of the personal premium pension account, particularly for men and women who live long lives. The Swedish Pensions Agency is instructed to make a calculation that provides sustainability to the degree that lifelong payments can be guaranteed. However, the pension authority has the right to amend pension payments for future and current retirees in the case of an unexpectedly sharp increase or decline in mortality rates.¹⁵⁷ The agency works independently, however, in the case of financial difficulties the Swedish state is expected to secure pension payments.¹⁵⁸ In Germany, every Riester saver gets a guaranteed lifelong annuity (§ 1 para. 1 Nr. 4 AltZertG), whereby the longevity risk remains on the part of the private provider.¹⁵⁹ In contrast to the Swedish Pensions Agency, a Riester provider is not able to lower its pension payments to those who are already drawing a pension as a result of an unexpected change in overall mortality trends. However, in the case of future retirees, mortality tables can be amended.

The calculation of pension payments is crucially dependent on the **underlying life expectancy**. In this context, one has to consider that both countries have to offer unisex-conditions, which means that the underlying life expectancy is derived from a mixed calculation between the average life expectancy for men and women.¹⁶⁰ In Sweden, the underlying life expectancy is derived from the cohort life tables of Statistics Sweden (*statistiska centralbyrån*) which represent the average life expectancy of the total Swedish population. In contrast, the life expectancies underlying a Riester contract are derived from special cohort life tables of the German Association of Actuaries (*Deutsche Aktuarvereinigung*) which are meant to represent only those that hold a private old age provision contract. The weighting factors of the average life expectancy of men and women vary over the different Riester providers. In general, it holds that the higher the weighting

¹⁵⁷ For this purpose, the Swedish pension authority normally updates their life tables every three years according to the latest mortality trends.

¹⁵⁸ It is important to note that the state will only intervene in very drastic situations. Even during the current financial crisis, the Swedish Pensions Agency was operating independently.

¹⁵⁹ This also holds for Riester bank or fund saving plans where the insurant receives a guaranteed annuity after the age of 85. In order to provide that, the insurance company has to build up reserves out of the individual capital stock of every insurant and then convert these reserves into a lifelong annuity when the insurant turns 85.

¹⁶⁰ See European directive 2004/113/EG section 14.

factor of the female life expectancy, the higher the underlying unisex life expectancy.¹⁶¹ Overall, the implied life expectancies are considerably higher in comparison with the life expectancy for the overall population. The use of special life tables stems from the fact that the Riester scheme is optional. This voluntary nature is expected to cause a selection effect. The providers assume that people with high life expectancy are more likely to purchase a Riester contract and therefore the overall underlying life expectancy for the calculation of their contracts has to be adjusted upwards.

From the consumers point of view, **bequest possibilities** play an important role because they cover surviving dependents financially. In the Swedish premium pension, one can buy a survivor pension once the premium pension is drawn and certain criteria are met. The premium pension level is adapted according to the age of the insured and his or her partner. If the primary insured dies, the dependent will continue to receive a lifelong annuity. In Germany, the bequest possibilities vary between the three different phases of a Riester contract. If a Riester saver dies within the accumulation phase, the spouse can transfer the capital including all subsidies to their own Riester contract within two years (§ 93 para. 1(c) EStG). Children and other dependents only inherit the contributed capital minus all subsidies after costs. If the Riester saver dies in the pay-out phase but before the age of 85, the bequest possibilities depend on the contract type. Capital from a bank or fund saving plan is inherited by the dependent but all subsidies have to be paid back. For classical pension insurance, it depends on the terms and conditions of the contract. It is possible to agree on a guaranteed pay-out period. If the insured dies before receiving a pension for the guaranteed period, his dependents will receive the pension for the remaining time. If the Riester saver dies after the age of 85, there will be no bequest possibilities.

Furthermore, the **transparency** of both pension systems has to be compared. The Swedish pension authority provides the insured population with an annual information statement, the so-called orange envelope, which gives them an update about their entitlements under the public pension system. More precisely, it clarifies their expected benefits from the public pay-as-you-go pension as well as the premium pension. The aim is to inform the individual about the potential need to engage in supplemental old age provision. Furthermore, detailed information is provided by the Swedish Pensions Agency's website.¹⁶² In Sweden, multi-pillar information on pension entitlements is available via the website of "Min Pension", a public-private-partnership established to offer a complete picture of accrued pension entitlements. Moreover, there is the opportunity to perform individual pension projections. New functionalities are constantly developed and implemented on the website. A growing number

¹⁶¹ Looking at a broad range of companies that provide information about their underlying gender composition, a lower (upper) limit of the weight that is put on male and female life expectancy can be detected, that is a decomposition into 60 (80) percent women and 40 (20) percent men for the lower (upper) limit (see Witte 2010).

¹⁶² On the website, it is pointed out that when selecting funds, the individual should consider the level of risk and examine fund fees. On the individual "pension pages", the insured can also see where his or her money is invested. Furthermore, individuals can also select and switch funds, monitor the current performance of their funds and read their annual statement online.

of companies are providing Min Pension with the relevant data.¹⁶³ Due to the differences in the implementation of the Riester pension and the premium pension within the pension system, information in Germany is provided through various sources and is therefore less standardized in comparison to Sweden. The German insurant only receives information regarding his public pension benefits via the information letter from the German pension authority (*Deutsche Rentenversicherung*). The duty to supply information regarding a Riester contract lies with the respective provider. The information requirements vary before and during the accumulation phase (§ 7 para. 1-6 AltZertG). Before the conclusion of a contract, the provider has to clarify the amount and the timely distribution of the acquisition fee and the administration costs. During the accumulation phase, the provider has to inform the customer annually about the usage of the paid contribution, the capital accrued over time, the pro-rata deductions due to acquisition fees and provision, the administration costs for the capital accrued or the granted loan as well as the revenues earned (§ 7 para. 4 AltZertG). Despite these information requirements, the cost structure remains complex due to the different cost components besides administration costs. In Sweden, the information regarding the premium pension is considerably less complicated and therefore easier to understand.

Lastly, a crucial difference is the **cost structure** of the two pensions. Due to the mandatory nature of the premium pension there are no acquisition expenses in Sweden. Furthermore, if an insurant wants to change the personal fund composition, this can be done free of any costs. The only costs are the annual administration expenses charged by the Swedish Pensions Agency and the fund management fees charged by the fund manager which vary according to the portfolio structure that determines the administrative effort. Both cost elements are charged as a percentage of the individual account balance. The administration costs have significantly declined from 0.30% since the introduction of the premium pension in 2002 to 0.10% in 2012. There is also an absolute upper limit for the administration costs which is currently 110 SEK p.a. (Pensionsmyndigheten 2012b). The pension authority expects these expenses to decline even further to 0.03% by around 2020 due to a growth in the funded capital (Pensionsmyndigheten 2011). The average annual fund management fees in 2012, weighted according to the investment sum, were 0.32% of the current account surplus. Similarly to the administration cost, the fund management fees have declined from 0.44% in 2002 to 0.32% in 2012 (Försäkringskassan 2008, Pensionsmyndigheten 2013b). The reason for this decline lies in the so-called rebate system that the Swedish pension authority enforced on every fund that wants to participate in the system. The basic idea of the rebate system is that a fund has to grant a reduction in fund management fees as it attracts more capital through the premium pension.¹⁶⁴ The accumulated costs for the individual depend on administration costs, fund management fees, the accumulation duration, the

¹⁶³ Up to now, Min Pension has more than 1.6 million registered users. In 2011, users logged in on the website about 3.1 million times and performed about 4.5 million individual pension projections (Min Pension 2012).

¹⁶⁴ See appendix 5.7 B for a detailed description of the Swedish rebate system.

expected annual wage growth and the expected annual return on capital. For Riester contracts, the total costs are made up by different cost components which vary depending on the contract type and provider. When concluding a contract, the consumer usually has to pay an acquisition fee as well as a commission that need to be spread over a minimum of the first five years of the accumulation phase as long as they are not deducted as a percentage from the old age provision contributions (§ 1 para. 1 Nr. 8 AltZertG). If the insurant wants to switch to another Riester contract, in contrast to Sweden, he has to pay a fee. Additionally and similarly to Sweden, a Riester saver has to pay annual administration fees which vary a great deal according to the contract type and provider. Thus far, and due to the complex cost structure, not much is known about the accumulated costs of a Riester contract. Any cost comparison between different Riester contracts is difficult because of the different contract types but also because of the different cost declarations of the providers (Oehler 2009, Kleinlein 2011). In order to shed some light on the question of overall costs, chapter 5.4 is going to conduct a cost comparison between the Swedish default AP7 Såfa and fund based Riester products. At the end of this chapter, Table 5.2 summarizes the characteristics and differences of the two schemes.

Table 5.2: Comparison between the Swedish premium pension and the German Riester pension

	Swedish Premium Pension	German Riester Pension
Voluntariness	No	Yes
Coverage	Total labor force	Limited
State subsidy	No	Yes
Products	Funds	Funds, pension insurance, bank savings plan and owner-occupied housing
Implementation	Public pension system	Occupational and private pension system
Contribution rate	2.5 percent fixed	0 to 4 percent
Contribution limit	Maximum 7 percent of 8.07 times the income base amount for employees, no limit for employers	Minimum 60 EUR and maximum 2100 EUR minus lump-sum subsidies
Administration	Centralized through Swedish Pensions Agency	Decentralized through providers
Pay-Out rules	Minimum age of 61, fixed or variable annuity, partial pension draw possible	Minimum age of 60/62, maximum lump-sum payment of 30 percent, partial pension draw not possible
Risk mitigation	No, the individual insured bears the capital market risk	Capital market risk is borne by the individual insured, but lower limit through premium guarantee
Longevity risk	Insured	Insured
Underlying life expectancy	Represents overall population	Represents insured population
Bequest options	Survivor pension can be bought	Partially, depending on contract type and time of death
Transparency	Annual statement (orange envelope), fund brochure, websites	Annual information by provider but complex cost structure
Costs	Administration costs, Fund management fees	Acquisition and distribution (provision) costs, administration costs, switching fees

Source: own research.

5.4 A Meaningful Cost Comparison

In the following chapter, we will compare the costs of the default product in the Swedish premium pension with the costs of different Riester fund contracts. The analysis is performed for the accumulation phase only, meaning that it accounts for all costs up until the pension is drawn. The reason fund based Riester contracts were chosen is that, if one wants to perform a meaningful cost comparison between the two systems, the products need to have a similar investment structure and strategy. In Sweden, the default fund AP7 Såfa can be considered

the most important product with a market share of 44.98 percent of all insured and 27.69 percent of the invested capital. The AP7 S afa works as a generation fund, meaning that it shifts the investments from risky (equity funds) to less risky (interest funds) assets when the insured gets older. In Germany, fund based contracts are the second most popular investment form within the Riester scheme.¹⁶⁵ In 2013, around 3 million people were subscribed to Riester fund contracts. Competition and concentration of market shares vary across the different Riester products. On the market for the most popular Riester type, the classic Riester pension insurance contracts, a great number of providers offer their products and market shares are not highly concentrated over just a few companies. In contrast, on the market for Riester fund contracts, market shares are relatively concentrated over just a handful of providers. Our cost comparison focuses on three specific contracts of three providers, including the market leader the UniProfiRente issued by Union Investment¹⁶⁶ as well as the DWS RiesterRente Premium and the Deka-ZukunftPlan Select. All three products regroup individual investments during the accumulation phase and are based on a mix of at least one equity and one interest fund.

Table 5.3 shows the different fund based products that enter our cost comparison. In Sweden, there are only proportional annual costs expressed as a percentage of the total balance. The fund managers, both of the equity and interest fund, charge an annual management fee (FM) and the Swedish Pensions Agency charges an annual administration fee. The cost structure of the three Riester products investigated in this paper is more complex. In the case of the UniProfiRente and the Deka-ZukunftPlan Select, the insured has to pay an annual fee to the fund manager, referred to as the total expense ratio (TER). Furthermore, on each contribution and subsidy that is invested into a fund, the provider charges a one-off initial sale charge (*Ausgabeaufschlag*). Another minor cost element is the annual lump-sum account fee. In the case of the DWS RiesterRente Premium, no initial sale charge has to be paid but instead the consumer has to pay an acquisition and distribution fee which varies from 5 percent on subsidy payments to 5.5 percent for individual contribution. It is important to note that the predicted acquisition and distribution fees for the sum of individual contributions over the whole accumulation phase are allocated over minimum the first five contribution years (§ 1 para. 1 Nr. 8 AltZertG). This regulation reduces the expected return, because higher costs at the beginning have a higher relative importance due to the compound interest effect.

¹⁶⁵ Market shares of different Riester forms at the end of the third quarter 2013 were: 68.91 percent pension insurance contracts, 19.02 percent fund contracts, 7.03 percent owner occupied housing contracts and 5.04 percent bank saving plans (Bundesministerium f ur Arbeit und Soziales 2013b).

¹⁶⁶ The UniProfiRente had a market share of 61.2 percent on the market of fund based Riester contracts as per June 30, 2013.

Table 5.3: Overview fund based products

Provider	Product	Equity fund fees		Interest fund fees		General fees p.a.
		Fees p.a.	lump-sum fees	Fees p.a.	lump-sum fees	
Default product in the Swedish premium pension						
Swedish Pensions Agency	AP7 Såfa	0.15% FM	-	0.09% FM	-	0.11% administration
Fund products in the German Riester scheme						
Union Investment	UniProfiRente	1.33% TER	5% initial sale charge	0.69% TER	3% initial sale charge	10€ account fee
Deka Investmentfonds	Deka-ZukunftsPlan Select	1.45% TER	5.26% initial sale charge	0.89% TER	3% initial sale charge	10€ account fee
DWS	DWS RiesterRente Premium	1.50% TER	5.5% (5%) acquisition and distribution fees on own contribution (subsidies)	0.60% TER	5.5% (5%) acquisition and distribution fees on own contribution (subsidies)	18€ account fee

Source: own research.

In Sweden, the assets of AP7 S fa are shifted step by step from the equity towards the interest fund when the insurant gets older. In Germany, the portfolio composition of the Riester fund product depends not only on the age but also on the overall performance of the worldwide capital markets. At the beginning of the accumulation phase, the Riester saver is usually only invested in the equity fund. Then, a couple of years before the Riester pension will be drawn, the portfolio is shifted gradually towards the interest fund that guarantees steadier returns on a lower level (compared to the equity fund). However, in the case of a sharp downturn in the stock market, the money can also be shifted from equity to interest funds earlier because the provider has to ensure the premium guarantee which underpins every Riester contract. With regard to the costs for the individual, Table 5.3 shows that in both countries, the equity funds are more expensive compared to the interest funds. This holds for the fund management fee in the Swedish default as well as for the total expense ratio and the initial sale charge the consumers have to pay when investing into a fund based Riester contract. Therefore, the total costs of a contract are dependent on the portfolio regrouping strategy over the entire accumulation phase. The longer the portfolio is mainly invested in equity funds, the higher the overall costs. From the consumer's perspective, costs are relevant because costs lower the return of their investment. However, in the end only the return after costs matters. Therefore, high costs are not necessarily disadvantageous for the consumer if they guarantee higher net returns. In our cost analysis, we account for this fact by comparing the costs that would result if all providers, including the Swedish default, would invest and regroup according to the strategy of UniProfiRente, the market leader in Germany. In other words, we make sure that in our calculations, all products are always equally invested in equity and interest funds and that one product cannot achieve lower costs simply by investing mainly in less cost intensive interest funds that can be expected to achieve lower returns.¹⁶⁷ We chose an investment strategy from the Riester scheme as our base scenario because the Swedish portfolio structure, where the participants are permanently invested in the equity fund even after drawing their pension, seems unrealistic for a Riester product in Germany due to the premium guarantee. This guarantee implicitly forbids a Riester provider to adopt the relatively more risky regrouping strategy of the Swedish premium pension because he has to ensure financial sustainability in order to pay back all contributions and subsidies, at least in nominal terms.

Our comparison is based on the model of a medium skilled worker with a starting gross salary of 30.000 .¹⁶⁸ Further, we assume a contribution period of 40 years and an annual

¹⁶⁷ Naturally performance can still vary across the different products, even with a comparable ratio between equity and interest funds. However, if one looks at the investment structure of the different funds in the same category (equity or interest fund) they can be expected to produce similar performances.

¹⁶⁸ For the cost analysis, the starting salary is only of minor importance because the majority of all relevant costs are expressed in relative terms. Only in the case for the Riester contracts, the account fees are lump-sum costs. Nevertheless, the presence of lump-sum costs makes it necessary to make some assumption about the starting salary.

wage growth of 2.5 percent.¹⁶⁹ Regarding the underlying fund performance, the calculation applies two scenarios. In the scenario “high capital returns”, the annual return on the equity funds is assumed to be 8 percent and the annual return on the interest fund is set to 5 percent. In the scenario “low capital returns”, the assumptions are an annual return of 5 percent on equity and 2 percent on interest funds.¹⁷⁰ For each contract, two cost figures are calculated, total costs¹⁷¹ and the reduction in yield.¹⁷²

Table 5.4 shows the result for the three Riester contracts and the Swedish default. It becomes evident that there is a large cost advantage in the Swedish system. In the Swedish default AP7 Såfa, total costs are only around 6 percent in both scenarios compared to total costs between 27.85 and 40.97 percent for the three Riester contracts. In terms of the reduction in yield, our hypothetical Swedish saver achieves an annual return that is only marginally lower (between 0.15 and 0.17 percent) compared to a world without any costs. For our three Riester contracts, the reduction in yield shows much higher values between 0.83 and 1.36 percent. One should note that due to the compound interest effect, costs are actually increasing with higher returns on capital. As mentioned earlier from the consumer’s perspective, only the net return matters. However, the differences between the two scenarios are relatively small and the position of the different contracts in our cost ranking remains unchanged. In other words, the cost advantages and disadvantages for the consumer are independent of the performance of the capital markets. Furthermore, the table demonstrates how different cost figures can convey a very different impression whether costs can be considered high or low. For example if a newspaper’s headline would be “total costs almost 41 percent”, individuals would probably perceive such a contract as expensive. In contrast, if the message is framed as “reduction in yield only 1.36 percent”, most consumers probably think they are faced with a rather cheap contract, even though one is talking about the same product.

¹⁶⁹ The calculation assumes that the current contribution limit of 2.100€ minus the lump-sum payments will be raised in the future in such a way that it does not affect the medium earner in our calculation.

¹⁷⁰ The first scenario is derived from historic performances of the last decades. However, given the current returns on the capital market, it seems appropriate to expand the analysis using more pessimistic assumptions in the second scenario.

¹⁷¹ The figure of total costs refers to the ratio between the balance of an account with the costs actually charged and the balance of an account without any costs: $Total\ costs = 1 - \frac{balance\ with\ costs}{balance\ with\ zero\ costs}$.

¹⁷² The reduction in yield expresses by how much the costs lower the annual return of a given contract in percent: $Reduction\ in\ yield = return\ on\ assets\ with\ zero\ costs - return\ on\ assets\ with\ costs$.

Table 5.4: Cost Comparison

Provider	Product	Scenario “High Capital Returns”		Scenario “Low Capital Returns”	
		Total costs	Reduction in yield	Total costs	Reduction in yield
Swedish Pensions Agency	AP7 Såfa	6.44%	0.17%	5.57%	0.15%
Union Investment	UniProfiRente	31.28%	0.97%	27.85%	0.83%
Deka Investmentfonds	Deka-Zukunftsplan Select	33.74%	1.07%	30.10%	0.91%
DWS	DWS RiesterRente Premium	40.97%	1.36%	34.01%	1.06%

Source: own calculation.

In summary, the organizational structure, namely the clearing house model, enables the premium pension system to work in a much more cost efficient manner than the German Riester pension. Expressed in numbers, the Swedish insurant who invests in the default can expect to achieve an annual return on their investment that is roughly one percent higher compared to the Riester savers who invest in a fund based product.¹⁷³

5.5 The Transferability to Germany

The “Swedish Pension Model” is often mentioned when certain features of the Riester pension are criticized. In this context, the Swedish premium pension is considered to be particularly advantageous with regard to its cost structure, underlying life expectancy and transparency. A closer inspection reveals that most of these “advantages” are based upon the overall pension system in Sweden and cannot be copied by the Riester pension without restrictions. As a consequence, one has to ask the question to what extent the Swedish premium pension can be entirely transferred to Germany and what the consequences of such a transfer would be. An alternative approach analyzes to what extent potential problems in the Riester system can be resolved or at least mitigated by a partial adoption of the premium pension system. In other words, is it helpful to refer to the premium pension when dealing with flaws in the Riester pension or are the advantages of the premium pension ultimately only based upon the superior Swedish pension system as a whole and can therefore not be adopted partially?

¹⁷³ On top of the cost advantage during the accumulation phase, a Swedish insurant can expect a higher pension payment per Euro of his account balance at retirement due to the fact that the Swedish Pensions Agency calculates with lower life expectancies compared to the Riester providers in Germany.

5.5.1 A System Change: The “German Premium Pension”

A one-to-one adoption of the Swedish fully funded old age provision element is generally conceivable. The “German premium pension” would be a mandatory old age provision that includes the total labor force. The central administration of the default product and the individual accounts as well as the insurance against the individual longevity risk could be ensured through the German pension authority.

The German old age provision system is designed as employee insurance and not as labor force insurance. The latter guarantees a more extensive cover, also for groups like marginally employed, self-employed, civil servants and freelancers that are not automatically covered by German public pension scheme. Therefore, a complete adaptation would not suit the “inhomogeneous” German system as described above. Apart from that, one can think of numerous hurdles regarding the introduction of a “German premium pension” that go beyond the systematic problem. In order to manage the anticipated new premium pension, it would be necessary to establish additional administration structures enabling the responsible authority to be an appropriate negotiating partner with the fund companies. Furthermore, one would need to create a standard product. The implementation of all these necessities would not be possible without sufficient preparation time. With reference to the Swedish model, a complete adaptation would probably lower the overall costs of the German premium pension in comparison to the old system. This system-related advantage would be generated due to better bargaining power of a centralized authority and also due to the fact that a German premium pension would not include a premium guarantee.

Existing Riester contracts would probably stay untouched after the implementation of a new system due to the legal tie between customer and provider, albeit other solutions would be conceivable. In the course of a consistent paradigm shift, the old Riester contracts would not be subsidized anymore and would therefore be on par with a purely private old age provision contract for the remaining accumulation phase. Nevertheless, every Riester saver could still benefit from the subsidies that were already paid towards a contract through the compound interest effect. On the other hand, people still holding a Riester contract would be burdened with increased contributions as they would have to contribute to the new mandatory system as well as their old Riester contract. From a consumer’s point of view, a suspension of their contract would be particularly disadvantageous if the contract was purchased recently because this would mean that the acquisition fee as well as the commission would in particular carry a negative weight and would be expected to drastically lower the return.

Apart from the problems already mentioned above, there are various additional legal and organizational problems. Against this background, the implementation of a “German premium pension” seems fairly undesirable. It is also questionable whether a new system would lead to a better acceptance of the German old age provision system within the population. Instead, it seems more practical to analyze to what extent partial elements of the Swedish

system could be adopted by the Riester pension without a complete adaptation and introduction of a “German premium pension”.

5.5.2 A Partial Adoption: The Swedish-Riester

At first glance, a partial adoption of certain elements of the Swedish premium pension seems extremely desirable as it promises to overcome existing flaws within the Riester system. The next section aims to evaluate to what extent the main points of criticism can be eliminated by a partial adoption of the Swedish premium pension (Swedish-Riester).

One criticism is that even after 10 years, the **coverage rate** of the Riester pension only reached 40 percent and therefore more than half of all eligible persons still do not possess a Riester contract and do not benefit from the state subsidies. The comparison with the Swedish system is not very fruitful as in Sweden, the premium pension is a mandatory insurance which by definition leads to a coverage rate of 100 percent. A partial implementation of the Swedish model in order to increase the coverage rate in Germany is therefore only possible if Germany was willing to make the Riester pension mandatory.

The implementation of a **mandatory system** would lead to numerous difficulties. According to the Swedish model, all individuals who are part of the pay-as-you-go statutory pension insurance but do not possess a Riester contract yet would be transferred into a state administered standard Riester plan. However, the problem that arises with this course of action is that contributors to statutory pension insurance are not necessarily congruent with the people directly and indirectly eligible for a Riester contract. An indirectly eligible stay at home husband or wife could, for example, freely choose whether he or she wants to buy a Riester contract, whereas an employee subject to social insurance contribution would automatically be included in the mandatory Riester system. Furthermore, there are additional problems regarding justification and implementation that are not further addressed at this point.¹⁷⁴

In addition, one could consider transferring the **longevity risk** of a Riester contract directly to the pension authority. When drawing a Riester pension, the individual account would be sold by the provider and the money would be transferred to the pension authority. The authority would administer the capital as well as calculate and pay cohort specific lifelong annuities. The activity of the Riester provider would be limited to the administration and investment of all contributions during the accumulation phase. Consequently, Riester providers would no longer act as insurers which seems strange considering that Riester insurance contracts are among the main contract type within the Riester scheme. Bundling the longevity risk at one center reduces the risk variance and enables a calculation with a lower risk buffer. The

¹⁷⁴ See Haupt et al. (2013) for a detailed discussion regarding the legal scope of potential reforms as well as the effective legislation within the German old age provision system.

annuities themselves do not primarily depend on the risk buffer but on the underlying life expectancy. These underlying life expectancies are not automatically reduced through a risk transfer towards the pension authority.

This highlights another controversial aspect of the Riester scheme. As already mentioned in chapter 5.3, the providers use special life tables when calculating a Riester annuity. These **life tables** are often criticized not only because they lead to relatively high life expectancy predictions, but also because these life expectancy predictions have gone up significantly since the introduction of Riester contracts in 2001 (Hagen and Kleinlein 2011). The advantage of the Swedish system is that it calculates and works on the basis of lower life expectancies which results in higher annuity payments. However, the ability to use lower life expectancy predictions stems from the mandatory nature of the Swedish scheme combined with the right to continuously update the underlying life tables according to the latest mortality trends. The premium pension insures the total population in Sweden and the longevity risk is concentrated at one central government agency. This prevents any risk selection outside or inside the insurant pool and allows the calculation to be made using the ordinary cohort life tables for the entire population. The Swedish Pensions Agency wants to ensure that the payout profiles are realistic and not unnecessarily conservative (Pensionsmyndigheten 2011). Furthermore, there is no need for particularly large safety buffers to prepare for the eventuality of an unexpectedly high increase in overall life expectancy because the pension authority updates the annuity divisors for the premium pension once every three years. In other words, if there is a particularly large decrease in mortality rates, all annuity divisors are increased which results in lower pension payments. This updating process affects not only future but also current retirees. The underlying life expectancy of a Riester contract indeed appears very optimistic. However, a reduction down to the average life expectancy of the German population is also not possible due to potential selection effects caused by the voluntary nature of the Riester contract and the need for a conservative calculation by a private provider because there is no possibility to account for an unexpected drop in mortality rates once the Riester pension is drawn. One way in which the underlying life expectancy in Germany could be lowered is by adapting the German calculation to resemble the Swedish updating procedure. The first order life tables of the German Association of Actuaries are used for the annuity calculation of every Riester contract and explicitly incorporate a loading charge for potential predictive errors. In case no predictive errors materialize, the providers realize risk profits of which they have to return at least 75 percent in the form of annually allocated profit shares (§ 4 para. 4 Minimum Transfer Directive (*Mindestzuführungsverordnung* (MindZufVO))). From an individual perspective, this can lead to intergenerational redistribution, i.e. providers might realize mortality and risk profits at the expense of the first Riester generation and then redistribute a certain share of these profits to the second Riester generation. If the providers were given the right to continuously update their life tables, they could abolish the loading charge for predictive errors. As a result, the

providers would be able to pay higher annuities, but might lower the annuity payment over time due to updates in mortality trends. Further, it would mitigate the problem of intergenerational redistribution as mentioned above. In the Swedish case, the updating process is carried out by the Swedish Pensions Agency on the basis of updated life tables that are calculated by Statistics Sweden. Similarly, in Germany, the updating process would need to be conducted by an independent authority that guarantees a transparent calculation of the corresponding life tables.

One of the main hopes when analyzing the Swedish premium pension model is that it might offer a means by which the **total costs** of a Riester contract may be lowered. However, this reference to the premium pension is only partially useful. In the mandatory system, there are no commission or acquisition fees payable. In addition, the reduction in market players allows for additional cost advantages with regard to market supply and demand. Furthermore, the overall costs are relatively modest because the Swedish pension authority enforces a rebate system on all participating funds that keep the fund management fees low for the insured. On the supply side, the funds benefit from economies of scale through the relatively large investment sums and the fact that the pension authority takes care of a lot of the administration tasks. The overall costs tend to be lower in the Swedish system, however relatively expensive funds are offered in both countries. For the insurant, ultimately only the net return on their contracts matters, that means the gross return minus all costs. Any cost comparison should therefore only look at similar products that have a comparable investment structure and therefore comparable overall costs (see chapter 5.4). The aim to achieve lower costs is also addressed in the current pension reform plans. Critiques from various consumer organizations as well as new scientific research has resulted in a plan to create an upper cost limit for Riester contracts, for example limiting switching fees to a maximum of 150€.

The most important aspect of a partial adaptation is certainly to increase **transparency**. The clear investment possibilities within the premium pension are not caused by limited range of products. Despite approximately 800 funds¹⁷⁵ holding licenses to offer premium pension investment opportunities, it remains possible for the consumer to compare and understand the different funds due to the provision of many sources of information. First of all, the Swedish pension authority offers a systemized online fund brochure (*Fondkatalogen för din premiepension*) providing the following information for every fund registered within the premium pension system: fund type (stocks, bonds, hybrid or generation funds), fund number, fund and company name, a short product description (two to three lines provided by the company), fund costs (gross and net), risk classification (ordered on a traffic light scale in five colors from green to red), last year's performance, average performance over the last five years, rating and a reference if ethnic and ecological criteria are considered. The same

¹⁷⁵ The premium pension portfolio allows for a combination of up to 5 different funds which in turn leads to a possible $\binom{797}{1} + \binom{797}{2} + \binom{797}{3} + \binom{797}{4} + \binom{797}{5}$ combinations for the insurant, that is over 2.6 trillion choices.

information is offered on the website of the Swedish Pensions Authority while also giving financial advice.

Moreover, the orange envelope provides the Swedish insurant with annual information regarding his fund performance, fund costs and fund distribution within the portfolio. The statement also provides the performance and costs for the average insurant which are intended to serve as a reference point. Furthermore, multi-pillar information on pension entitlements is available via the website Min Pension.

It is well known that Germany has to improve the transparency of its products which currently number over 5000. The current pension reform tries to tackle this issue via the introduction of sample and individualized product fact sheets based on the work of Westerheide et al. (2010). Thanks to the work of Tiffe et al. (2012), the German ministry of finance is currently evaluating and refining a first draft regarding the linguistic implementation and the design of respective product information letters. A comprehensive information system, addressing all three pillars of old age provision, is certainly desirable for the German work force. However, in reality this may be hard to accomplish due to the contrasting implementation of the Riester scheme within the existing German old age provision structures. Nevertheless, further effort in this field would be worthwhile in order to strengthen consumer sovereignty given the diverse range of suppliers and complex decision making processes they are faced with.

It should be noted that the partial implementation of an organization similar to the ones found in Sweden (or Norway) is already part of the public discussion in Germany. For some time, the Consumer Commission of Baden-Württemberg (*Verbraucherkommission Baden-Württemberg*) and the Federation of German Consumer Organisations (*Verbraucherzentrale Bundesverband*) have advocated the introduction of a publically managed Riester pension product (*Vorsorgekonto*) as an additional product option. They propose that this product should be managed by a non-profit institution that is accountable solely to the interests of its contributors. This would allow for a simple, cost-effective and transparent old age saving scheme. In order to achieve this acquisition and distribution, costs must not accrue. Management and administrative costs would be limited to essential expenses only. Administrative costs could be aligned with those of the German pension authority which amount to 1.4 percent in 2011.¹⁷⁶ The insured would receive individual information on an annual basis. General information concerning the publically managed product should be accessible for everyone (Billen and Gatschke 2012, Oelmann and Scherfling 2012).

¹⁷⁶ Costs are defined as administrative costs divided by total expenses of the German pension authority. The costs in 2010 were: 3464 million Euro/ 244710 million Euro = 1.4% (Deutsche Rentenversicherung 2012b).

5.6 Conclusion

This paper reveals the complex differences when comparing the Swedish premium pension with the German Riester pension. At first glance, the premium pension offers several advantages. It appears to be cheaper as a result of a simpler cost structure, a centralized administration and a rebate system. The annuities are calculated using much lower underlying life expectancies due to the mandatory nature and the constant updating process with respect to the annuity divisor. The coverage is broader (labor force insurance in Sweden versus employee insurance in Germany) and the products are more transparent and easier to understand. However, it becomes evident that Germany is unable to benefit from most of these advantages by implementing only partial reforms because these benefits are closely linked to the obligatory nature and other Sweden-specific features of the premium pension. The focus on a complete system change towards a mandatory element in order to improve the existing Riester scheme is less constructive. The existing Riester system cannot quickly be changed into a supposed better scheme without serious legal and administrative restrictions.

However, the Riester criticism might be justified in many cases and Germany could benefit from the Swedish example partially without a complete change of the system. The German consumer could make a better informed decision if the products were more transparent due to clear information standards set by the government. Furthermore, it would be worthwhile to create a comprehensive old age provision information system, including not only the public but also the occupational and private elements of individuals' old age provision. Therefore, Germany could particularly benefit from the Swedish fully funded old age provision by paying close attention to their supply of standardized, transparent and coherent product information.

5.7 Appendix

Appendix A: Portfolio adjustment through the life course

Table 5.5: The age-adjusted portfolio of AP7 S afa

Age	AP7 Equity Fund (in percent)	AP7 Interest Fund (in percent)
≤55	100	0
56	97	3
57	93	7
58	90	10
59	87	13
60	83	17
61	80	20
62	77	23
63	73	27
64	70	30
65	66	34
66	63	37
67	60	40
68	56	44
69	53	47
70	50	50
71	46	54
72	43	57
73	40	60
74	36	64
≥75	33	67

Source: AP7 2012b.

Appendix B: The Swedish rebate system

There are only two cost elements in the premium pension system, fund management fees charged directly by the respective fund and administration fees charged by the Swedish Pensions Agency. The Swedish Pensions Agency enforces a so-called rebate system on each participating fund with the goal of keeping the fund management fees for the insured as low as possible.

The crucial element in the organizational structure of the Swedish premium pension system is the centralization and incorporation of general administrative tasks and services within the pension authority, e.g. individual account management, providing product information or regrouping of investments which are normally conducted by the insurance and banking industry. In other words, the pension authority serves as an intermediary, or more precisely a clearing house, between the individual and the fund manager. It is important to note that the agency does not attempt to be a neutral party, but acts on behalf of the insured. Every premium pension saver has to pay for these services in the form of administration fees. As a consequence of this organizational structure, fund managers only know the total sum that all insured want to invest in their funds. They do not have any information as to the identity of the pool of individuals investing. This organizational structure allows for economies of scale from the funds' perspective, because it can be expected that the management effort per Swedish Kronor decreases with an increase in the overall investment volume. However, these benefits are not fully accrued by the fund because every fund manager who wants to participate in the premium pension system has to agree to the rebate system which guarantees the pension authority a reduction in fund management fees compared to ordinary retail investors.

Despite the fact that the regulation of the rebate system has been subject to some changes in the past decade, the final rebate was always dependent on the total costs of the fund and the investment sum of the Swedish Pensions Agency. The latest regulation adds another dimension, namely that the rebate now also depends on the fund type.

Reforms and current regulation

The rebate system experienced important adjustments over the years. Table 5.6, Table 5.7 and Table 5.8 shows the regulation since the introduction in the year 2000 until now (2014).

Table 5.6: Rebate calculation from 09/2000 until 04/2004

Interval	Fund Manager value of The Swedish Pensions Agency's holding (in million SEK)	Free cost withdrawal (in percent)	Discount level (in percent)
1	0 – 70	0.40	25
2	70 – 300	0.35	65
3	300 – 500	0.30	85
4	500 – 3 000	0.25	95
5	3 000 – 7 000	0.15	95
6	> 7 000	0.12	96

Source: Ter Laak (2011).

Table 5.7: Rebate calculation from 04/2004 until 04/2007

Interval	Fund Manager value of The Swedish Pensions Agency's holding (in million SEK)	Free cost withdrawal (in percent)	Discount level (in percent)
1	0 – 70	0.40	25
2	70 – 300	0.35	65
3	300 – 500	0.30	85
4	500 – 1 000	0.25	90
5	1000 – 3 000	0.25	95
6	3 000 – 7 000	0.15	95
7	> 7 000	0.12	96

Source: Ter Laak (2011).

Table 5.8: Rebate calculation since 04/2007

Interval	Fund Manager value of The Swedish Pensions Agency's holding (in million SEK)	Free cost withdrawal Fixed-income funds (in percent)	Free cost withdrawal Other funds (in percent)	Discount level (in percent)
1	0 – 1 000	0.10	0.15	65
2	1 000 – 5 000	0.10	0.15	75
3	5 000 – 10 000	0.10	0.15	85
4	> 10 000	0.10	0.15	90

Source: Pensionsmyndigheten (2013c).

The first two tables, Table 5.6 and Table 5.7, show that between the introduction in September 2000 and April 2007, rebates were only calculated according to the fund size (fund manager value of the Swedish Pensions Agency's holding (in million SEK)) and fund management costs. In each interval, the fund is granted a free cost withdrawal allowance that decreased from interval to interval. In other words, the bigger funds had lower free cost withdrawals. If a fund exceeds its free cost withdrawal, it has to grant a rebate on the difference between its management costs and the free allowance. This rebate is calculated by multiplying this difference by the discount level percentage which increases with every

interval. Since the introduction up until April 2007, the discount level was 25 percent in the lowest interval and reached 96 percent in the highest interval. As a consequence, the relative rebates increased with the interval number because with the rising of a fund by one interval, the free cost withdrawal percentage decreased and at the same time the discount level increased. The only difference during that period was that after April 2004, the Swedish Pension Agency introduced an additional interval that divided the former interval between 500 and 3000 million SEK into two new ranges (500 – 1000 and 1000 – 3000 million SEK).

In contrast, the current regulation (Table 5.8) grants a cost allowance that now only varies according to the fund type but no longer depends on its size. Funds that invested their entire assets in fixed-income securities or liquid funds in the previous year are classified as “fixed-income funds” and if a fund differs from this investment structure, it is classified under “other funds”. The free cost allowance is 0.10 percent p.a. for the fixed income funds and 0.15 percent p.a. for all other funds. Furthermore, the number of intervals has been reduced and the increase in the discount level between the funds is now less pronounced (between 65 percent and 90 percent). In general, a rebate has only ever been paid if a fund’s management fees exceed the cost allowance.

In all three schemes, funds have to grant different discount levels which depend on their interval. The final rebate in percent is calculated by multiplying the difference between a fund’s management fee and the cost allowance with the discount level at each interval. The absolute rebate in Swedish Kronor is calculated by multiplying the fund volume with the rebate in percent. It is important to understand that this calculation is done separately for each interval. The overall rebate is an average of the calculated rebates in each interval weighted according to the intervals’ share in the overall fund volume.¹⁷⁷ In a simplified example, a fixed income fund with a volume of 1000 million SEK and annual management fees of 1.50 percent had to grant a rebate of 0.96 percent before April 2007¹⁷⁸ and 0.91 percent according to the current regulation.¹⁷⁹ The absolute rebate in Swedish Kronor was therefore 9.9 million SEK (1000 SEK*0.0099) before and 9.1 million SEK (1000 SEK*0.0091) after April 2007.

Overall, regulation has changed in favor of relatively larger funds, because smaller funds no longer benefit from larger free cost withdrawals and the difference in discount levels between intervals has declined. The Swedish Pensions Agency wanted to limit the potential incentive for a fund manager to minimize the rebate payments by offering a variety of smaller funds. The rebates are calculated for each day the pension authority has a holding in the fund. At

¹⁷⁷ For example, in the case of a fund with a total volume of 8000 million SEK the second interval (1000 – 5000 million SEK) has a share in the overall fund volume of 50 percent ((5000-1000)/8000). Therefore, the calculated rebate in the second interval would be weighted with the factor 0.5.

¹⁷⁸ $(1.50\% - 0.40\%) * 25\% * 0.07 + (1.50\% - 0.35\%) * 65\% * 0.23 + (1.50\% - 0.30\%) * 85\% * 0.2 + (1.50\% - 0.25\%) * 90\% * 0.5 = 0.96\%$.

¹⁷⁹ $(1.50\% - 0.10\%) * 65\% * 1 = 0.91\%$.

the end of each quarter, the Swedish Pensions Agency calculates the rebates for the last quarter and bills all fund managers. The invoice has to be paid within 30 days.¹⁸⁰

¹⁸⁰ For a more detailed description, see Pensionsmyndigheten (2013c): appendix B to the General Terms and Conditions.

6. Subjective Life Expectancy and Private Pensions

Joint work with Tabea Bucher-Koenen

6.1 Introduction

The subjective expectation about the length of one's life is an important parameter when analyzing saving behavior, because, e.g., the length of time for which a payment stream is expected to be received has an immediate impact on the value of the savings or investment plan (Hamermesh 1985). The markets for private annuities received growing attention in recent years because of an increase in private retirement savings and the need to spread the pay-outs over the retirement period. Annuities are life-long payment streams which insure against longevity risk, i.e. the risk of outliving one's assets. Due to demographic change pension systems around the world underwent substantial reforms. Frequently these reforms caused a shift in responsibility for retirement income from the state towards the individual level. Therefore, individuals do not only face the challenge of deciding about the accumulation of assets during working life but also about the decumulation of assets during retirement. Most of the research on households' behavior so far has focused on the accumulation of assets. The contribution of this paper is to make some inferences about how households deal with the decumulation of assets and in particular how annuity choice is influenced by subjective survival expectations.

In his seminal contribution Yaari (1965) showed that for individuals with uncertain life time and no bequest motive it is optimal to annuitize all wealth if the annuity market is actuarially fair. Following up on Yaari's contribution, Brown (2001) finds that indeed US households with higher annuity equivalent wealth are more likely to annuitize, however he also finds a substantial fraction of unexplained heterogeneity in annuity demand. Research on the structure of the markets for private annuities finds that these markets are underdeveloped in many developed economies (see, e.g., Friedman and Warshawsky 1990, Mitchell et al. 1999, v. Gaudecker and Weber 2004). Common explanations for households' reluctance to annuitize their wealth are bequest motives, income from social security which is already paid as an annuity, precautionary savings, pooling of risks within the family and behavioral responses.¹⁸¹ One widely accepted explanation for the small size of annuity markets is market failure due to information asymmetries. More specifically, in the case of private annuities individuals have better knowledge of their own longevity risk than the insurer and "when observationally identical individuals are offered a choice from the same menu of insurance contracts, higher-risk individuals will buy more insurance" (Finkelstein and Poterba 2004, p.187). As a consequence those with high life expectancy will buy insurance whereas those with low risk of a long life will stay out of the market. This will result in increasing insurance premiums and in the extreme case the markets will fail due to adverse selection

¹⁸¹ For reviews of the literature on the "annuity puzzle" see, e.g., Brown (2007), Benartzi et al. (2011).

(Akerlof 1970). One crucial element in this argument is that individuals are well informed about their longevity risk.

The objective of this paper is to shed light onto the market for private annuities from an individual perspective. Thus, in contrast to previous literature we do not analyze the design of specific annuity contracts or the characteristics of those insured on the basis of administrative records from insurance companies but we analyze behavior of a representative sample of German households. We would like to know if we can observe (adverse) selection in the market for private annuities based on individuals' subjective life expectancies from an ex ante perspective. Most studies examining the effect of adverse selection in insurance markets rely on the comparison of insurance choice and so-called ex post risk, i.e. in the context of annuities they analyze actual mortality of the insured population. However, this is not necessarily informative about the fact if purchasers of certain insurance contracts have more information about their risk than the insurer. In their seminal contribution Finkelstein and McGarry (2006) point out that adverse selection in the market for long-term care insurance is related to individuals' perceived risk of needing long-term care in the future. In our data we have very specific information on the individuals, including their self-assessed subjective life expectancy. This gives us the unique opportunity to test for asymmetric information ex ante, i.e. before the "risk" materializes.

One of the reasons why it is particularly interesting to study the behavior of German households lies in a special feature of the German annuity market. In Germany the need to accumulate private retirement savings for many households became apparent after the 2001 pension reform. In the reform it was not only decided to reduce pension income from the public system substantially for future generations but also to introduce state subsidies if individuals accumulate assets in certain private pension contracts so-called Riester pensions. Riester pensions are voluntary private pensions. Individuals contribute 4% of their gross income annually to receive a yearly lump-sum subsidy of 154 Euros plus 185 Euros for each child born before 2008 and 300 Euros for those born after or a tax refund—whichever is larger. One special feature of these savings contracts is that at least 70% of the accumulated assets have to be converted into a lifelong payment stream; a maximum of 30% can be received as a lump-sum. Payment streams cannot decrease over time.¹⁸² This feature of Riester pensions makes them interesting to study from our point of view, because the savings and annuitization decision are taken jointly at the point in time when the contract is bought.¹⁸³

In this context we examine the relationship between subjective life expectancy and the demand for Riester annuities. More specifically we test the hypothesis that individuals with higher subjective life expectancy might be more inclined to buy Riester pensions. While high

¹⁸² For more information see, e.g., v. Gaudecker and Weber (2006), Coppola and Reil-Held (2009), Coppola and Gasche (2011), Börsch-Supan and Gasche (2010a), Pfarr and Schneider (2011).

¹⁸³ That is, only the decision how to invest 30% of the accumulated assets is taken at the point of retirement.

government subsidies encourage individuals to buy Riester annuities we still expect a selection effect due to the voluntary nature of the Riester pensions. Another interesting feature of Riester pensions is that since 2006 insurance companies are only allowed to offer so-called unisex tariffs, i.e. they are not allowed to calculate the pension payments using gender specific life expectancies.¹⁸⁴ As women have on average higher life expectancy this makes Riester pensions comparably more attractive for them. Thus, a high share of women should expect to become old enough to make Riester pensions an attractive investment and only a low share of men can expect to become old enough to profit from a Riester pension. Due to these differences we test our hypothesis regarding the influence of subjective life expectancy on owning a Riester pension separately for men and women.

After introducing the institutional context in Section 6.2 and developing our hypotheses in Section 6.3 our paper proceeds in three steps. First we introduce the data and examine the quality of subjective life expectancy information of our sample by comparing it to the official life tables and by linking it to individual risk factors and socioeconomic characteristics (Section 6.4). Second we test for selection in subjective life expectancy on the Riester market in a simple probit model (Section 6.5). Finally we compare the difference in mortality tables for the private annuity market as calculated by the German Actuary Association (*Deutsche Aktuarvereinigung* - DAV) and the official life tables for Germany to the spread on the Riester market that we detect in people's subjective life expectancy (Section 6.6). The motivation here is to relate the "loading charge" measured in terms of years of life expectancy applied by the annuity industry to individual behavior. In Section 6.7 we discuss our results and provide some robustness checks before concluding with some policy implications in Section 6.8. Our main results are the following: In line with previous literature, men and women substantially underestimate their longevity risk. According to subjective life expectancies women on average anticipate to live about 7 and men about 6.5 years shorter compared to the (cohort-adjusted) official life tables for Germany. Second, for women we find a small selection effect in the German market for Riester annuities based on their subjective life expectancy. Women who expect to live longer are more likely to hold a Riester pension. However for men, we do not find evidence for a selection effect on the Riester market. This result could be driven by the presence of unisex tariffs in the market for Riester contracts that lead to disproportionately high loading charges for men compared to women. We calculate the loading charges of the insurance industry by comparing the official life tables for Germany and the records of the German Actuary Association. Comparing the loading charges with the differences in subjective life expectancy for individuals with and without Riester pensions shows the following picture: for women the average difference of between 1 and 2 years in life expectancy appears to be in line with the difference in life expectancy

¹⁸⁴ For purely private annuity contracts, providers were allowed to offer gender specific rates until December 2012.

estimated by the industry.¹⁸⁵ However, from a man's perspective the insurance industry charges premiums which are far too high compared to subjective expectations. While we find no selection effect based on subjective life expectancy the loading by the industry ranges between 7 and 8 years potentially discouraging men to invest in such contracts.

We cannot make a final judgment regarding the validity of the life expectancy assumptions of the insurance industry, because at this point in time there is no mortality data of Riester savers available. If individuals systematically err when estimating their life expectancy, the insurance industry could well be correct in assuming a substantially higher duration of lives. At the same time individuals base their decisions on expectations and the fact that they think that the loading charges are too high can already prevent them from investing sufficiently for their retirement. Thus, informing individuals about their longevity risk might be a crucial step for increasing private pension coverage.

6.2 Institutional Context

In the course of the German public pension reforms the standard pension level was decided to be reduced in order to avoid dramatic increases in contribution rates. Börsch-Supan and Gasche (2010a) estimate public pension income in 2030 to be between 14% and 16% lower compared to a situation without the reform. The so-called Riester pensions, state subsidized private pension plans, are tailored to encourage private savings in order to close the gap arising in public pension income. Riester pensions are private savings plans, investment funds or private pension plans that are subsidized depending on individuals' income and number of children.¹⁸⁶ The contracts are offered by private firms - mainly insurance companies or banks - lump-sum and have to be certified. The certification does not guarantee the economic stability of the provider or its cost effectiveness but is merely a check if certain criteria regarding the structure of the plan are fulfilled. For example, one of the central features of certification is that at least 70% of the accumulated sum has to be paid as annuity. This means, when buying the Riester (savings) contract individuals already make an annuitization decision with respect to 70% of the capital. The decision regarding the remaining 30% is made when reaching retirement age.¹⁸⁷ Moreover, payments from a private savings plan or an investment fund have to be converted into a life-long annuity when the insured person reaches the age of 85. For all contracts pension benefits have to stay constant or increase over the whole payout period.

¹⁸⁵ In contrast to common custom, we do not express loads in percentage of premiums but in years of life expectancy since this is more intuitive in our context.

¹⁸⁶ In 2008, an additional scheme that subsidizes owner-occupied housing was introduced ("*Wohn-Riester*").

¹⁸⁷ In principle, individuals could still decide to cancel a Riester contract when entering retirement and cash their accumulated savings. However, in this case the accumulated subsidies have to be repaid and a cancellation fee is charged.

One important aspect are mandatory unisex tariffs for Riester pensions. As a result of a regulation by the European Union, which was implemented in the German law, since 2006 the providers of Riester contracts have only been able to offer the same contract for men and women.¹⁸⁸ This means that from the perspective of the annuity provider it is no longer allowed to distinguish a Riester contract by the risk factor gender.¹⁸⁹

Every individual mandatorily insured in Germany's public pension system and public servants as well as the eligible persons' spouses, are authorized to get Riester subsidies. The estimates of the number of eligible persons differ mainly due to difficulties in estimating the number of indirectly eligible persons.¹⁹⁰ Most recent estimates by Fassauer and Toutaoui (2009) range between 38.2 and 39.0 million eligible individuals, i.e. more than 70% of all individuals aged between 15 and 64 can profit from the subsidy.

Subsidies are either paid as lump-sum or tax deduction. The lump-sum subsidies are particularly generous for low income earners and families with children, whereas the tax reduction is more beneficial for households with higher incomes. In order to obtain the maximum amount of subsidies the contract holder is required to save 4% of his annual income. There is a cap on the maximum subsidized contribution amount that is 2100 Euros per year minus the value of the lump-sum payments. Subsidies are reduced proportionally when the saving requests are not fulfilled. Thus, there is a strong incentive to meet the contribution requirement. As a consequence the level of insurance (measured in people's contribution rate) can be expected to amount to the full 4% for the majority of contract holders. The current regulation as applicable from 2008 onwards is summarized in Table 6.1. Depending on the number of children low income earners can obtain a *Zulagenquote* - ratio of subsidies to total contribution - between 70% and 90% in 2008. The ratio of subsidies is reduced to between 30% and 40% for individuals with high income in 2008.¹⁹¹

Table 6.1: Riester Subsidies

minimum percentage of income required to be saved to obtain full subsidies	4%
minimum own contribution in Euros per year	60€
per capita subsidy in Euros per year	154€
subsidies for children in Euros per year:	
- children born before 1.1.2008	185€
- children born on 1.1.2008 and after	300€
one-time bonus if the subsidized individual is younger than 25 in Euros	200€
maximum tax deductible amount in Euros per year	2100€

Source: based on Sommer (2007).

In general Riester contracts are designed to provide pension income to individuals and not couples. The contracts provide only limited bequest possibilities depending on the contract

¹⁸⁸ See European directive 2004/113/EG section 14 and the German pension provision agreements certification act (*Altersvorsorgeverträge-Zertifizierungsgesetz*) paragraph 1 section 2.

¹⁸⁹ In contrast, in the case of classic private pension insurance contracts providers were able to discriminate by gender until the end of 2012.

¹⁹⁰ See, e.g., Sommer (2007), Fassauer and Toutaoui (2009).

¹⁹¹ For further details on the structure of the subsidies, eligibility rules and the dynamics of the Riester plans see, e.g., Börsch-Supan et al. (2008), Coppola and Reil-Held (2009) and Sommer (2007).

holder's age at death. If a Riester saver passes away during the accumulation phase the spouse can transfer the money to their own Riester contract within two years. Children and other dependents only inherit the contributed capital minus all subsidies after costs. If a contract holder's death falls within the payout phase but before the 85th birthday the bequest possibilities depend on the individual contract. The remaining capital from a fund or bank saving plan is automatically inherited by the dependents, however all subsidies have to be paid back. In contrast, the bequest possibilities of a classic pension insurance contract depend on the agreements when the contract was signed. It is possible to stipulate a guaranteed pay-out period in which the annuity is paid to either the contract holder or the dependents. If a contract holder dies after the age of 85 there is generally no bequest possibility.

Evaluations of micro-data show that Riester contracts are popular among women and individuals living in East Germany. The coverage among individuals at the bottom of the income distribution is still relatively low, but reveals a high dynamic (see Coppola and Reil-Held 2009 and Geyer and Steiner 2009). Generally, even a decade after the introduction, a vivid debate still rages about the effectiveness of Riester pensions, their distributional and macroeconomic effects.¹⁹²

6.3 Literature and Hypothesis

There are two general problems in insurance markets related to asymmetric information: adverse selection and moral hazard. Empirically it is very hard or even impossible to differentiate the two (see Chiappori and Salanié 2000). However, it is widely agreed that moral hazard, i.e. changes in behavior because of insurance uptake, is not a major problem in the market for private annuities while the problem of adverse selection is indeed present (see, e.g., Finkelstein and Poterba 2004).¹⁹³ Individuals who want to insure against longevity risk by buying an annuity have better knowledge of their own longevity risk than the insurer. They might have private information on their own health and life-style or the longevity of relatives. Thus, especially individuals with a high risk of living a long life have an incentive to buy insurance. Empirical evidence of adverse selection in the market for life annuities is, for example, provided by Mitchell et al. (1999) for the United States, by Finkelstein and Poterba (2002, 2004) and Rothschild (2009) for the United Kingdom and by v. Gaudecker and Weber (2004) for Germany.

In order to determine the value of any given annuity the calculation of the money's worth ratio (MWR) has proven to be a useful concept (Mitchell et al. 1999). The MWR is the expected

¹⁹² See, e.g., Börsch-Supan et al. (2010), Börsch-Supan and Gasche (2010a,b), Coppola and Reil-Held (2009), Corneo et al. (2009), Gasche and Ziegelmeier (2010), Pfarr and Schneider (2011).

¹⁹³ Breyer (2004) is an exception in this context providing evidence that increasing pension benefits correlate positively with increasing life expectancy at the level of societies.

benefit of an annuity divided by the expected premium to be paid. In order to derive our hypothesis we use the MWR developed by Mitchell et al. and make some adjustments to take account of the Riester subsidies. Thus, we define the MWR of an annuity from the perspective of individual j in the following way:

$$(1) \quad MWR_j = \frac{\text{benefit}_j}{\text{premium}_j} = \frac{\sum_{t=T_R}^T \frac{p_{jt} \cdot A_t}{(1+i_t)^t}}{\sum_{t=0}^{T_R-1} (1+i_t)^{T-t} \cdot Z_{jt}}$$

where T_R is the time of retirement entry and i_t is the interest rate at time t . Individual j pays contributions Z_{jt} per period during the accumulation phase which are comprised of own contributions plus subsidies and receives payment A_t per period during the decumulation phase. p_{jt} is the survival probability of individual j until t . Actuarially fair annuities have a MWR equal to one. Administrative cost, taxes and adverse selection can cause MWRs below one. However, it can still be attractive to buy an annuity with a value below one if individuals are risk averse and face life time uncertainty (Mitchell et al. 1999).

In general, the probability to own an annuity rises if the MWR increases. From an individual perspective the MWR of a given annuity with a given price increases with an increase in the number of periods for which the payment A_t is received, i.e. the MWR rises in individual life expectancy p_{jt} . This link holds conditional on the pricing of the annuity, i.e. conditional on the insurers' risk classification. Thus, in line with Chiappori and Salanié (2000), we propose that adverse selection in the German market for private pensions is present if there is a positive correlation between coverage and individual survival risk conditional on observables used for pricing. The pricing of private pension contracts in Germany largely varies by contract characteristics like, e.g., how assets are invested and whether a survivor benefit is included. For Riester contracts at the individual level, the contract's price only varies according to age/cohort; no gender discrimination is allowed due to mandatory unisex tariffs and no adjustments based on health or socioeconomic status are made.

When individuals decide about buying a private pension contract, they do not know their individual survival risk, but rather form an expectation about their life span depending on private information. Thus, from an individual perspective subjective life expectancy is driving pension ownership.¹⁹⁴ Therefore we propose that

Conditional on all the characteristics of the individual that the insurers (can) use to set the price (which is only age in the case of Riester contracts) individuals with higher subjective life expectancy are more likely to own Riester contracts.

We test this hypothesis separately for men and women, because mandatory unisex tariffs change the demand structure for Riester pensions depending on gender as men have lower

¹⁹⁴ Due to the strict rules regarding the bequest possibilities of a Riester contract, in particular the fact that capital from a Riester contract can only be passed on up until the age of 85, it seems unlikely that the partner's life expectancy has a strong influence on the decision whether to buy a Riester product.

average life expectancy compared to women. Von Gaudecker and Weber (2006) predict a large efficiency loss for men based on this policy; they find that this reform lowered payouts for men by about 7 percent while changing almost nothing for women. Based on this they expect men to buy more traditional annuity contracts that are still offering gender specific rates and not opt for Riester pensions. The overall effect is hard to predict, because it depends on the relative size of the subsidy-effect (which encourages individuals to buy Riester pensions compared to non-subsidized contracts) and the unisex tariffs encouraging only men with very high subjective life expectancy to buy Riester contracts. In this paper we restrict our attention to the Riester market and separate the analysis by gender.¹⁹⁵

One potential problem with our test for adverse selection is that individual preferences, which are simultaneously related to mortality expectations and pension ownership and which are unknown to the insurer, might have an effect on the market equilibrium. For example risk preferences might have a positive effect on longevity and on annuity ownership because risk averse individuals both live longer and buy insurance. Furthermore, wealthier individuals are more inclined to buy annuities and at the same time there is a well-established link between life expectancy and wealth (see, e.g. Attanasio and Hoynes 2000). Finkelstein and Poterba (2002) term this kind of selection “passive selection” as opposed to “active selection” where the annuity is purchased due to private information on mortality. We try to tackle this problem by providing regression analyses where we control for a large set of individual preference parameters and socioeconomic controls. From the perspective of the insurer it does not matter whether households select coverage on the basis of wealth and thus have higher life expectancy due to that or whether they select on the basis of better subjective information on life expectancy. Even though active and passive selection can have similar effects on welfare (Finkelstein and Poterba 2002) they might lead to rather different policy conclusions.

6.4 The Data

We make use of the waves 2007-2009 of the German SAVE panel collected by the Munich Center for the Economics of Aging.¹⁹⁶ The SAVE survey is a representative longitudinal study of German households’ financial behavior, with a specific focus on saving and old age provisions. The sample contains 3,676 pooled observations of non-retired respondents between age 26 and 60 who are eligible for a Riester contract. Riester eligibility is determined by employment status and marital status. Every individual contributing to the German public pension system and the spouses of these persons are eligible for Riester

¹⁹⁵ Note that the selection effect measured as the difference in subjective life expectancy between individuals with and without a Riester pension cannot be expected to be higher for men compared to women. The size of the selection for both sexes depends on the shape of the subjective life expectancy distribution. One can only say that a larger share of women should expect to exceed the critical life expectancy at which a person would just be indifferent between buying and not buying a Riester pension.

¹⁹⁶ For details on the data set, see Börsch-Supan et al. (2009).

subsidies.¹⁹⁷ As the SAVE panel is representative for households in Germany, this sample should be representative for those German households eligible for a Riester pension. We restrict the sample further to households who own no private pension of any kind and households who own at least one Riester pension. That is, we drop households who own only private non-subsidized pension (we keep those who own Riester in addition to non-subsidized contracts). The reason for this that we would like to compare Riester owners to individuals not participating in the annuity market. Individuals who hold a private annuity contract but not a Riester contract should not be part of our reference group because these people still take part in the annuity market as a whole and therefore make up the population for which special life tables are applied.¹⁹⁸ Including them in the estimation would lead to a downward bias of the effect of SLE on Riester choice. We are left with 3,357 observations.

We find an almost equal share of male (49.0%) and female (51.0%) respondents. For our analysis we use information regarding individual old age provision, subjective life expectancy as well as socio-demographic characteristics. Table 6.2 provides an overview of the variable construction and sample characteristics of all variables used in this chapter.

¹⁹⁷ More specifically, we include employees and their spouses in the sample, but exclude homemakers, self-employed persons and pensioners as long as they are not married to an eligible person.

¹⁹⁸ See also Section 6.6.

Table 6.2: Variables and Summary Statistics

Variable	Definition	All		Women	Men
		Mean	SD	Mean	Mean
Subjective Cohort Life Expectancy	Individual expectation about the average life expectancy of their cohort	78.82	6.29	81.10	76.45
Subjective Relative Life Expectancy	respondent's expectation whether to live longer or shorter compared to his/her cohort	-0.66	5.44	-0.69	-0.62
Subjective Individual Life Expectancy	Sum of individual cohort plus relative life expectancy	78.16	8.56	80.41	75.82
Female (d)	Equals one if respondent is female	0.51	0.50	1.00	0.00
Age	Individual age in years	43.83	8.99	43.26	44.43
Riester (d)	Equals one if the respondent's household holds at least one Riester contract	0.41	0.49	0.43	0.38
Married (d)	Equals one if respondent is married	0.62	0.48	0.60	0.65
Log adjusted net income	log of net income adjusted for household size according to the OECD's modified equivalence scale	7.17	0.55	7.12	7.22
Number of children	Respondent's number of children	1.66	1.38	1.77	1.55
Schooling:	three dummy variables for different schooling levels				
More than 12 years of schooling (d)	Equals one if respondent has more than 12 years of schooling	0.30	0.46	0.27	0.33
10 to 12 years of schooling (d)	Equals one if respondent has between 10 and 12 years of schooling	0.44	0.50	0.49	0.39
Up to 10 years of schooling (d)	Equals one if respondent has less than 10 years of schooling	0.26	0.44	0.24	0.28
Subjective health at least good (d)	Equals one if respondents assess their personal health as "good" or "very good"	0.62	0.49	0.63	0.61
Chronic condition (d)	Equals one if a respondent states to have long-term health problems	0.42	0.49	0.41	0.43
Serious illness (d)	Equals one if the respondent was diagnosed with at least one serious health conditions. The survey checks for 9 common conditions plus a box for "other conditions".	0.63	0.48	0.64	0.62
Currently smoking (d)	Equals one if the respondent states to be a smoker	0.33	0.47	0.31	0.36
Year of birth	Respondent's year of birth	1964	8.98	1965	1963
Financial risk (d)	Respondents are asked whether they are willing to take financial risks on a scale of 0 to 10. The risk averse (answer 0 to 2) are assigned the value one.	0.64	0.48	0.72	0.56
Health risk (d)	Respondents are asked whether they are willing to take risks regarding their health on a scale of 0 to 10. The risk averse (answers 0 to 2) are assigned the value one.	0.56	0.50	0.63	0.49
Observations		3357		1714	1643
The subsidy rates are only calculated in 2009					
Subsidy Ratio 0-25 percent (d)	Equals one if respondent's subsidy ratio for a Riester contract lies below 25 percent	0.38	0.49	0.04	0.05
Subsidy Ratio 25-50 percent (d)	Equals one if respondent's subsidy ratio for a Riester contract is between 25 and 50 percent	0.25	0.43	0.44	0.69
Subsidy Ratio 50-75 percent (d)	Equals one if respondent's subsidy ratio for a Riester contract is between 50 and 75 percent	0.16	0.37	0.21	0.17
Subsidy Ratio 75-100 percent (d)	Equals one if respondent's subsidy ratio for a Riester contract is between 75 and 100 percent	0.20	0.40	0.31	0.09
Observations		933		479	454

Source: own calculation. The number of observations for all variables apart from the subsidy ratio dummies is 3357. The subsidy rates are only calculated for 933 observations in 2009. Dummy variables are marked with a (d).

6.4.1 Private Pensions

The SAVE questionnaire includes rich information about individual old age provision. We know the number of Riester contracts per household in each year. The underlying assumption of our analysis is that a respondent possesses a Riester contract if the number of contracts is larger than zero.¹⁹⁹ There is a positive dynamic in the distribution of Riester contracts starting with a coverage rate of 37% in 2007 reaching around 43% in 2009.²⁰⁰ In the sample 43% of the women and 38% of the men own Riester pensions on average over all three years.

As investing in private pensions is voluntary in Germany and in our population data set we do not have information on the specific contract details we focus on reactions at the extensive margin, that is we use a dummy variable if an individual owns a Riester pension as dependent variable as opposed to specific contract features.²⁰¹ This is a feasible approach since the majority of the contract holders are expected to contribute 4% of their annual income and annuity characteristics are fairly standardized.

6.4.2 Subjective Life Expectancy

Our central variable of interest is subjective life expectancy (SLE). In contrast to previous work individuals are not asked for survival probabilities (as for example by Hurd and McGarry 1995, 2002, Teppa 2011, Wu et al. 2013) but rather for the age that they expect to reach. The survey question proceeds in two steps. First, participants have to state their belief about the average life expectancy of their cohort. Second, they are asked if they believe their life will be shorter, as long as or longer compared to their cohort and they have to express their relative life expectancy in years. The wording of the questions is as follows:

- *What do you think, which age will women of your age reach on average? (answer expressed in years)*
- *What do you think, which age will men of your age reach on average? (answer expressed in years)*
- *If you think about your own situation and health status, what do you think, how long will you live compared to the average person of your age and gender. Shorter, by [] years; About as long as the average; Longer, by [] years.*

We label the results from the first two questions subjective cohort life expectancy. The third question gives the subjective relative life expectancy (RLE). We can calculate the subjective

¹⁹⁹ In the case that we observe less contracts than eligible household members the respondent does not necessarily possess a Riester contract. We address this problem in the robustness checks in section 6.7.

²⁰⁰ These shares are slightly higher compared to the ones reported in, e.g., Coppola and Reil-Held (2009) since they are for our restricted sample and not for the general population.

²⁰¹ See Finkelstein and Poterba (2002) for a discussion of the possibilities of individuals to also react on the intensive margin, i.e. select annuities with different designs.

absolute life expectancy by adding the respondents' gender specific subjective cohort life expectancy and their RLE.²⁰² Table 6.3 summarizes the answers given to the questions above and subjective life expectancy calculated from the answers separately for men and women.²⁰³ Subjective life expectancy equals the sum of individuals' cohort plus relative life expectancy. Apart from our main sample consisting only of individuals who are eligible for a Riester contract and do not own any private pension contract we made the same calculations for a larger sample that includes all non-retired SAVE respondents between 26 and 60. Furthermore the table shows the corresponding age-weighted statistical life expectancies separately for the period and cohort life tables of the federal statistics office of Germany (*Statistisches Bundesamt*) and the German Actuary Association (DAV).²⁰⁴

Table 6.3: Subjective Life Expectancy

	All	Women	All	Men
		Estimation Sample		Estimation Sample
Subjective Cohort Life Expectancy	81.01 (5.95)	81.10 (5.94)	76.55 (5.76)	76.45 (5.74)
Subjective Relative Life Expectancy	-0.67 (5.02)	-0.69 (5.15)	-0.73 (5.86)	-0.62 (5.72)
Subjective Life Expectancy	80.34 (8.01)	80.41 (8.02)	75.83 (8.57)	75.82 (8.48)
Mean Age	44.06	43.31	45.12	44.42
Observations	2318	1714	1989	1643
Statistisches Bundesamt (2009):				
Period Life Expectancy	83.62	83.58	79.18	79.10
Cohort Life Expectancy	87.42	87.47	82.17	82.17
DAV (2009)				
Cohort Life Expectancy	90.69	90.75	85.91	85.94

Source: own calculation. Standard deviation in parentheses.

Before adding subjective cohort life expectancy and relative life expectancy to obtain SLE we would like to take a closer look at RLE. For this measure each respondent has to make a comparison between his subjective cohort and his personal life expectancy. In a representative sample like SAVE the positive and negative deviations should cancel each other out, so we would expect a mean relative life expectancy equal to zero for the population as a whole. Surprisingly, the SAVE data shows a prevailing pessimism among men and women, meaning that the respondents on average believe they will live a shorter life than their cohorts.²⁰⁵ The results are in line with previous findings of Börsch-Supan and Essig (2005) and Steffen (2009) that German respondents are pessimistic about their own life expectancy. We elaborate on the potential consequences of this result for pension choice in the following subsection.

²⁰² Strictly speaking respondents are not asked for subjective life expectancy but for age at death. If it is equally likely that respondents die aged $x + 1$ month compared to age $x + 11$ months age at death should be about half a year shorter than SLE. However, as respondents might also round their responses to the nearest full age the answers are still likely to reflect SLE and not age at death.

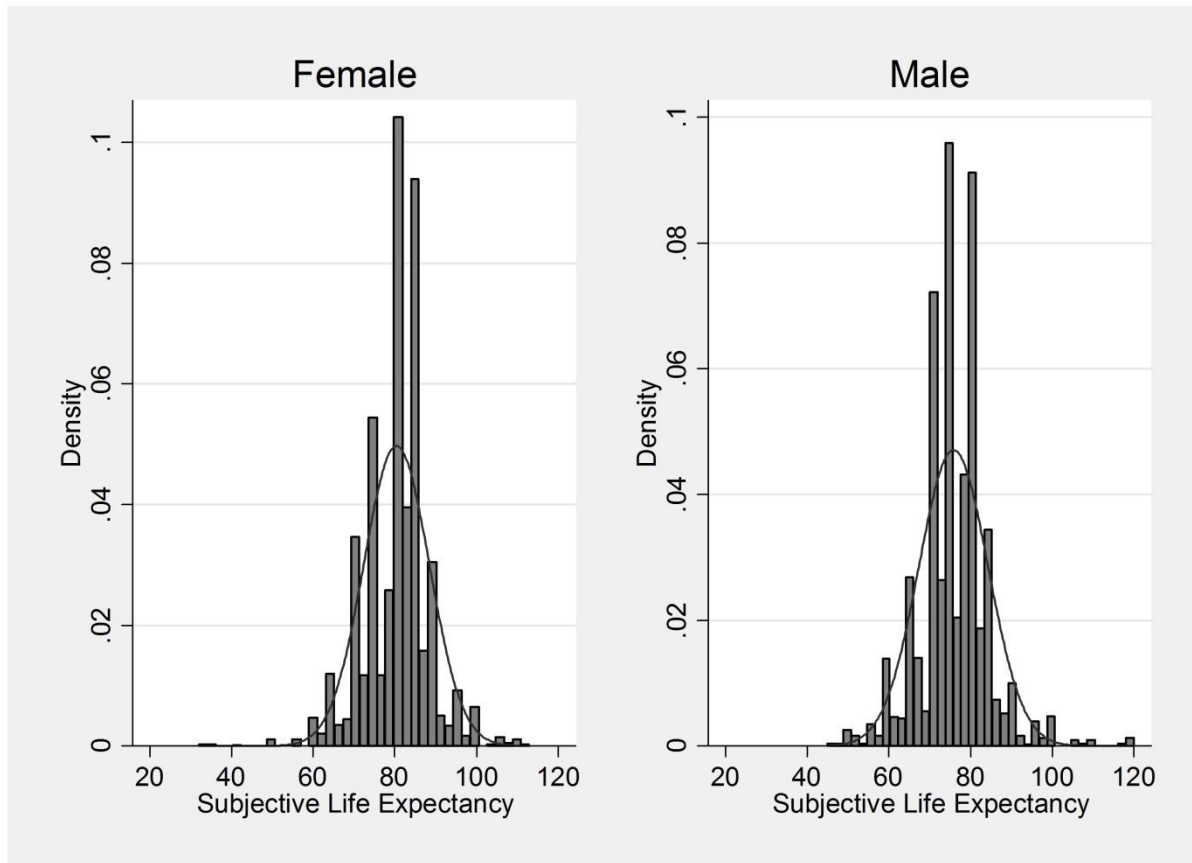
²⁰³ For a similar analysis based on earlier waves of SAVE, see Börsch-Supan and Essig (2005), Steffen (2009).

²⁰⁴ The values of the period and cohort life tables of the federal statistics office are weighted with the age distribution of each sample to make values comparable.

²⁰⁵ We apply a t-test to see whether RLE significantly differs from zero and find significant differences.

Figure 6.1 shows the distribution of SLE (i.e., subjective cohort life expectancy plus RLE) separately for the male and female respondents (N female: 1,714; N male: 1,643). The distribution has a mean of 80.4 years for women and 75.8 years for men, respectively.²⁰⁶ For both distributions we observe different focal points – some specific answers are frequently given by the respondents, for example 75 and 80 years for men and 80 and 85 years for women. Nevertheless, tests whether the SLE of men and women are normally distributed are not rejected in both cases.²⁰⁷

Figure 6.1: Distribution of Subjective Life Expectancy – Women and Men



Source: own calculation based on SAVE 2007 – 2009.

When comparing SLE to the official statistical life tables from the federal statistics office the overall pessimism about individuals' survival age is even sharper. Women (men) estimate their life expectancy to be about 7 (6.5) years lower compared with the statistical cohort life tables.²⁰⁸ We perform simple t-tests and find that for all subgroups SLE differs significantly from the official records. This is in line with an earlier finding by Hamermesh (1985) that individuals underestimate life expectancy until age 60, and are optimistic for older ages. More recent studies for different cohorts and countries find similar results: Across the board younger individuals (until around age 60) are pessimistic about their survival while older

²⁰⁶ Including the non-eligible individuals does not change the mean subjective life expectancy of our respondents.

²⁰⁷ In the robustness checks we apply an instrumental variable strategy to take account of potential measurement error problems.

²⁰⁸ Even if we misinterpret our variable and respondents really stated age at death instead of SLE, a difference of 6.5 (6) years for women (men) with respect to the statistical life tables occurs.

individuals become optimistic (see, e.g., O' Donnell et al. (2008), Perozek (2008), Teppa (2011), Kutlu-Koc and Kalwij (2013), Ludwig and Zimper (2012), Wu et al. (2013) for results from Great Britain, the US, the Netherlands and Australia). One explanation for this huge gap might be that people have strong reference points that suggest an overall lower life expectancy. One potential anchor might be the more popular and better known period life expectancy that is frequently mentioned in the press when talking about the life expectancy of a new born. Period life tables consist of cross section mortality rates of a given year. Life expectancies are calculated based on those fixed rates and no further decline in mortality rates is taken into account. The corresponding life expectancies are lower compared to the values from the period life tables. Even compared to the weighted period life expectancy women and men still estimate their life expectancies to be about 3 years lower than the official records. However, in Germany, like in many other countries, mortality rates are continuously decreasing and as a result the life expectancies in each newly published period life table are increasing. If respondents base their subjective life expectancy on outdated life tables it could to some extent explain the relatively low subjective life expectancy that we observe.²⁰⁹ Another reference point might be the age at death of one's parents, grandparents or other close relatives or friends. If people form their expectation based on the mortality rates of much older cohorts they fail to incorporate the positive trend in life expectancies and therefore underestimate their own life expectancy. Both arguments are in line with the so-called "availability heuristic" by Tversky and Kahnemann (1974), describing the use of readily available data to form an expectation. On the other hand respondents might have a better grasp of their own longevity than the forecasts in the official records. Perozek (2008) shows for a sample of older US respondents in 1992 that based on their predictions of longevity the unusual revision of the gender specific life tables by the US Social Security Actuary (SSA) between 1992 and 2004 could have been foreseen.²¹⁰

Instead of comparing individuals' survival estimates to official forecasts another set of studies compares survival expectations to actual survival. These studies can show that measures of SLE convey meaningful information on true mortality (see, e.g., results by Hamermesh 1985, Hurd and McGarry 1995, 2002, Smith et al. 2001, Kutlu-Koc and Kalwij 2013). Subjective life expectancy is related to current subjective and objective health status and risk factors such as smoking or early death of relatives (see, e.g., Hamermesh 1985, Hurd and McGarry 1995). Furthermore, Hurd and McGarry (2002) and Smith et al. (2001) show, that subjective survival probabilities of Health and Retirement Study respondents predict actual survival. Those respondents surviving between waves predicted significantly higher survival in wave 1 compared to those who died between waves. Additionally they find that survival probabilities are adjusted when a parent dies and are updated with changes in health status. Kutlu-Koc

²⁰⁹ E.g., the life expectancy for a 65 year old man (woman) was stated to be 15.56 (19.25) years in the 1998/2000 period life table compared to 17.33 (20.56) years in the 2008/2010 period life table.

²¹⁰ In 2004 the SSA lowered life expectancy for US women and increased life expectancy for men, thereby reducing the gender gap in life expectancy by about 25%.

and Kalwij (2013) presents similar evidence for a representative sample of Dutch respondents.

Since we only have a rather short panel (2007 to 2009) of young respondents it is not feasible to compare actual survival and survival expectations in our sample. However, in the following we present some evidence on the associations between subjective life expectancy, socio-demographic characteristics and risk factors. This is one way of checking if our measure of SLE can be assumed to convey meaningful information about individual expectations. In Table 6.4 we present results of linear regressions with subjective life expectancy as dependent variable. Specification (1), (3) and (5) include basic covariates while additional health proxies are added in specification (2), (4) and (6). Individuals realize the gender gap in life expectancy, women believe to live about 5 years longer than men. This is very close to the gender difference in period (cohort) life expectancy of 4.4 (5.3) years estimated by the Statistische Bundesamt. Subjective life expectancy declines with age and is lower for respondents with lower levels of education. When we take account of differences in health status the age and education effects become slightly smaller. Being chronically sick or having a serious health condition such as a heart attack, cancer or other problems is negatively related to subjective life expectancy. Smokers expect to live about 2 years shorter. The effects vary slightly by gender, however the overall picture is as expected and confirms results from previous studies that respondents seem to have a meaningful picture of their own mortality risk relative to each other.

Table 6.4: OLS: Subjective Life Expectancy

	All		Men		Women	
	1	2	3	4	5	6
female (d)	4.83*** (0.393)	4.65*** (0.373)				
age	-0.07*** (0.022)	-0.03 (0.023)	-0.13*** (0.035)	-0.09*** (0.034)	-0.01 (0.029)	0.03 (0.029)
married (d)	0.61 (0.406)	0.08 (0.392)	0.55 (0.623)	0.10 (0.608)	0.86 (0.550)	0.30 (0.527)
log adjusted net income	1.60*** (0.379)	1.23*** (0.355)	1.35** (0.543)	0.90* (0.499)	1.85*** (0.515)	1.53*** (0.491)
number of children	-0.25* (0.144)	-0.23* (0.137)	-0.37 (0.234)	-0.34 (0.221)	-0.07 (0.179)	-0.09 (0.173)
Education: Reference schooling > 12 years						
Up to 10 years of schooling (d)	-1.90*** (0.523)	-1.13** (0.500)	-1.40* (0.725)	-0.78 (0.692)	-2.47*** (0.752)	-1.59** (0.715)
10 to 12 years of schooling (d)	-1.69*** (0.461)	-1.28*** (0.438)	-2.15*** (0.672)	-1.67*** (0.638)	-1.40** (0.630)	-0.97 (0.579)
chronic condition (d)		-0.86** (0.411)		-0.04 (0.573)		-1.59*** (0.541)
serious illness (d)		-3.11*** (0.414)		-3.46*** (0.577)		-2.77*** (0.566)
currently smoking (d)		-2.39*** (0.384)		-2.75*** (0.563)		-1.90*** (0.520)
constant	68.60*** (2.886)	72.09*** (2.696)	73.42*** (4.100)	77.22*** (3.824)	68.54*** (3.844)	71.78*** (3.615)
Observation	3357	3357	1643	1643	1714	1714

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%.

Source: own calculation. Standard deviation in parentheses.

Another noteworthy point is that the standard deviations of the SLE measure appear rather high with values around 8 years. However, if we compare those values with the standard deviation of observed life expectancy, which can take values of around 7 years (see, e.g., Fries 1980), our estimates seem to match the statistical distribution fairly well. Intuitively the high standard deviation simply reflects that individuals die at very different ages due to personal circumstances like, e.g., differences in health status, health behavior and genetic makeup.

Thus, overall, our results are in line with previous studies on subjective life expectancy: individuals in the age range considered here are consistently found to substantially underestimate the duration of their lives. Aside from this misperception however, the subjective life expectancy measures seem to convey meaningful information about individual's survival risk. The gender gap is approximately 5 years and subjective life expectancy declines with objective and subjective health.

6.5 Subjective Life Expectancy and Pension Choice

In order to quantify a selection effect depending on SLE we divide our sample first by gender and additionally into two subgroups according to pension ownership. The first group is our reference group and consists of those individuals who neither possess a Riester contract nor

any other private old age provision. The second group contains all individuals holding a Riester contract. Note that because we want to evaluate the Riester market as a whole, it does not matter whether people in group two hold a Riester contract exclusively or if they also own other forms of old age provision. Comparing the second group with the reference group should reveal the selection effect present on the Riester market. As mentioned previously individuals who hold a private annuity contract but not a Riester contract are not part of our reference group because these people still take part in the annuity market and therefore make up the population for which special life tables are applied.²¹¹

We start our overview by concentrating on the hypothesis presented in Section 6.3. We expect to observe a higher subjective life expectancy for both women and men with a Riester contract compared to the respective reference group without any annuity contract. Table 6.5 shows the descriptive results for our four subgroups in terms of their mean absolute and relative subjective life expectancy. Comparing the mean SLE of individuals with a Riester contract to those with no private pension we find a significant difference for men and women. Women with a Riester pension expect to live about 1.6 years longer (significant at 1%) compared to those without any private provisions. Furthermore, men with a Riester contract expect to live about 0.9 years longer (significant at 5%) compared to those without a contract.

Taking a closer look at the RLE measure again shows an overall pessimism, meaning that regardless of people's annuity choices on average the respondents believe they will live a shorter life than their respective cohorts. One important consequence of pessimism about one's life expectancy is that those individuals might save too little for retirement. Thus, if individuals are badly informed about their own longevity risk this can be a market barrier with regard to demand. Comparing groups with Riester pensions to those without a private pension we find a slightly more pessimistic view of individuals without an annuity contract compared to those with an annuity contract.

Table 6.5: Subjective Life Expectancy and Private Pensions

	Women					
	SLE		RLE		N	Age
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.		
No Annuity Contract	79.74	8.22	-0.85	4.96	981	44.74
Riester Pension	81.31	7.65	-0.48	5.39	733	41.29
	Men					
	SLE		RLE		N	Age
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.		
No Annuity Contract	75.48	8.26	-0.81	5.53	1015	45.02
Riester Pension	76.38	8.79	-0.32	6.00	628	43.47

Source: own calculation.

²¹¹ See also Section 6.6.

However, the comparison thus far does not correct for a different age composition of the households. The main question remains whether we can detect a selection effect in life expectancy on the market for Riester annuities conditional on age. Put differently, whether we can find adverse selection due to an information asymmetry. In order to shed some light on this question we apply a simple probit model using a binary dependent variable that takes the value one if there is at least one Riester contract in the household and zero otherwise. We first start with a model that uses subjective life expectancy, birth year and age as the only explanatory variables. This represents the perspective of the insurance industry in the sense that it is not a question of causality but simply a test whether or not the population of uninsured people differs from the one with an annuity contract in terms of their subjective life expectancy after controlling for birth year and age as the only relevant variables in terms of pricing.²¹² Next, based on the idea of Finkelstein and Poterba (2002), we want to disentangle whether people actively select themselves into annuity contracts based on private information about their life expectancy or if other covariates which correlate with life expectancy drive the decision. For example people with a higher income might be more likely to purchase an annuity contract and high income individuals happen to have a higher life expectancy. Therefore, more covariates are added to the model to get a better understanding of whether subjective life expectancy remains significant after controlling for other relevant aspects. All analyses are conducted separately by gender because our previous considerations in section 6.3 regarding unisex tariffs and loadings suggest a different influence of the covariates depending on the respondents' gender. Table 6.6 and Table 6.7 show the results respectively for women and men.

Table 6.6 tables report results of a probit regression of owning a Riester contract on subjective life expectancy and various covariates. The dependent variable is a dummy that equals one if a household owns a Riester contract and zero if the household owns no annuity contract. Observations where a household owns an annuity contract but not a Riester contract were excluded from the analysis. Coefficients and marginal effects are reported (robust z statistics in parentheses). Marginal effects (MFX) are evaluated at the mean of all variables. Standard errors are clustered by respondent id. Coefficients, marginal effects and standard errors are calculated using 5 imputed data sets combined according to Rubin's Rule (Rubin 1987, Rubin 1996). Specifications (1) to (3) include all three SAVE waves from 2007 to 2009 while specification (4) and (5) include only observations from 2009.

²¹² We can control for both birth year and age because of pooling the sample for the years 2007 – 2009. In a robustness check, we implemented a more flexible age structure by inserting dummies for 5 age categories. All our results are robust to this alteration.

Table 6.6: Probit: Riester Ownership Women

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	Coefficient	MFx	Coefficient	MFx	Coefficient	MFx	Coefficient	MFx	Coefficient	MFx
Subjective life expectancy	0.015*** (0.005)	0.006***	0.013** (0.005)	0.005**	0.013** (0.005)	0.005**	0.021** (0.008)	0.008**	0.015* (0.008)	0.006*
Year of birth	0.103*** (0.029)	0.033***	0.098*** (0.030)	0.038***	0.098*** (0.031)	0.038***				
Age	0.075*** (0.029)	0.029***	0.064** (0.030)	0.025**	0.065** (0.030)	0.025**	-0.021*** (0.007)	-0.008***	-0.033*** (0.007)	-0.013***
Married			0.339*** (0.094)	0.131***	0.343*** (0.094)	0.133***			0.329** (0.130)	0.129**
Log adjusted net income			0.144* (0.083)	0.056*	0.142* (0.083)	0.056*			0.136 (0.120)	0.054
Schooling: Reference more than 12 years of schooling										
Up to 10 years of schooling (d)			-0.009 (0.136)	-0.003	0.001 (0.136)	0.000	-0.144 (0.180)	-0.057	-0.004 (0.181)	0.002
10 to 12 years of schooling (d)			0.032 (0.113)	0.013	0.040 (0.113)	0.016	0.043 (0.149)	0.017	0.137 (0.154)	0.054
Number of children			0.133*** (0.034)	0.052***	0.134*** (0.034)	0.052***			0.090* (0.047)	0.036*
Financial risk					-0.132 (0.090)	-0.052				
Health risk					0.075 (0.087)	0.029				
Subsidy Ratio 0-25 percent							-0.802** (0.375)	-0.278**		
Subsidy Ratio 25-50 percent							-0.564*** (0.151)	-0.220***		
Subsidy Ratio 50-75 percent							-0.370** (0.184)	-0.143**		
Subsidy Ratio 75-100 percent							Omitted			
Constant	-207.681*** (59.162)		-197.110*** (61.097)		-198.225*** (61.349)		-0.502 (0.743)		-1.303 (1.110)	
Observations	1714		1714		1714		479		479	

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Source: own calculation. Robust z statistics in parentheses.

Table 6.7: Probit: Riester Ownership Men

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	Coefficient	MFX	Coefficient	MFX	Coefficient	MFX	Coefficient	MFX	Coefficient	MFX
Subjective life expectancy	0.006 (0.005)	0.002	0.004 (0.005)	0.001	0.003 (0.005)	0.001	0.004 (0.007)	0.002	0.002 (0.007)	0.001
Year of birth	0.082*** (0.028)	0.031***	0.083*** (0.030)	0.031***	0.082*** (0.030)	0.031***				
Age	0.070** (0.028)	0.027**	0.055* (0.030)	0.021*	0.054* (0.030)	0.021*	-0.019*** (0.007)	-0.007***	-0.038*** (0.008)	-0.015***
Married			0.415*** (0.104)	0.153***	0.414*** (0.104)	0.152***			0.537*** (0.153)	0.198***
Log adjusted net income			0.345*** (0.084)	0.131***	0.337*** (0.084)	0.127***			0.491*** (0.126)	0.188***
Schooling: Reference more than 12 years of schooling										
Up to 10 years of schooling (d)			-0.171 (0.124)	-0.064	-0.162 (0.124)	-0.061	-0.352** (0.167)	-0.132**	-0.253 (0.174)	-0.095
10 to 12 years of schooling (d)			-0.102 (0.110)	-0.038	-0.091 (0.110)	-0.034	-0.238 (0.145)	-0.087	-0.214 (0.149)	-0.081
Number of children			0.149*** (0.038)	0.056***	0.149*** (0.038)	0.056***			0.080 (0.052)	0.031
Financial risk					-0.077 (0.085)	-0.029				
Health risk					0.053 (0.081)	0.020				
Subsidy Ratio 0-25 percent							-0.270 (0.229)	-0.212		
Subsidy Ratio 25-50 percent							-0.020 (0.238)	-0.062		
Subsidy Ratio 50-75 percent							-0.372 (0.273)	-0.114		
Subsidy Ratio 75-100 percent							Omitted			
Constant	-164.258*** (57.107)		-168.117*** (60.654)		-166.025*** (60.627)		0.644 (0.679)		-2.550** (1.054)	
Observations	1643		1643		1643		454		454	

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Source: own calculation. Robust z statistics in parentheses.

The first specification for the female respondents in Table 6.6 shows a significant effect of subjective life expectancy on the likelihood to buy a Riester contract. An increase in SLE by one year increases the chance of possessing a contract by 0.6 percent. For male respondents Table 6.7 shows that conditional on birth year and age (1) we do not find a significant effect of subjective life expectancy on the likelihood to possess a Riester contract. Birth year and age are significant for both genders and show the expected signs: individuals born in the same year are more likely to buy a Riester contract as they get older, and people born more recently have a higher chance to have purchased a Riester contract when reaching a certain age. As a first result the standard test for adverse selection in model (1) reveals an effect of subjective life expectancy for women but not for men. This comes with some surprise considering our initial conjecture where we expected an effect for women as well as men.

Next we look at specifications (2) to (5) where we add more covariates to our model. The objective is to differentiate between active and passive selection as the two would have very different policy implications. In the models (2) and (3) we add the number of kids as well as log income. Due to the design of the subsidies the number of children as well as household income has an effect on the subsidy ratio.²¹³ Intuitively people with more children have a higher subsidy ratio because their lump-sum subsidy increases with every child. When it comes to income the complex combination of lump-sum subsidy and tax return creates a u-shaped relationship between the overall subsidy ratio and income with the highest subsidy ratio for the lowest incomes.²¹⁴ To account for the nonlinearity we add the logarithm of net income as our covariate. Additionally we add marital status and education. In a third specification we also control for financial risk as well as health risk preferences.²¹⁵ Controlling for risk preferences might be important, because it can be expected that two individuals with the same MWR of a Riester pension can reach a different purchase decision based on these preferences. The fourth and fifth specifications include only the individuals who participated in the 2009 survey. In 2009 all respondents were asked to report their own and their partner's gross income. Based on this information we are able to calculate individual subsidy ratios for each respondent according to their gross income, marital status and the number of children. In specification (4) we include four dummy variables representing subsidy ratio quartiles and all effects are calculated relative to the fourth quartile.²¹⁶ The fourth specification enables us to control for the subsidy ratio in a more explicit way (compared to the first three models). All other things equal the MWR of a contract increases in the subsidy ratio of the corresponding individual. Therefore, specification (4) offers the possibility to isolate the subsidy effect on pension uptake more precisely from the effect of subjective life expectancy.

²¹³ The subsidy ratio is defined as the lump-sum subsidies plus tax return divided by the sum of lump-sum subsidies plus tax return plus own contributions.

²¹⁴ See, e.g. Coppola and Reil-Held (2009).

²¹⁵ The dummies financial risk and health risk take on the value one for risk averse individuals.

²¹⁶ Specification (5) serves as a reference point for specification (4) including the initial controls from model (2) but only using data from SAVE 2009.

The most important result is that our initial findings from specification (1) remain almost unchanged. We find a significant influence of subjective absolute life expectancy for our female respondents when we add more covariates. The marginal effects become even stronger. That means our hypothesis is not rejected in any of our models. Women seem to select Riester pensions depending on SLE. For men the story is somewhat different. Subjective life expectancy remains insignificant in all four models suggesting that men neither actively nor passively select themselves into Riester contracts depending on their subjective life expectancy.

The signs of the other covariates that show a significant effect reveal no surprises.²¹⁷ Earning more as well as having more children significantly increases the likelihood of owning a Riester contract for women and men. We do not detect a significant effect for financial or health risk. Furthermore, for women there is a significant effect of marital status in model (2) and (3) as well as an effect of the more explicit subsidy ratios in model (4).

In sum, we find some evidence of active selection on the basis of subjective life expectancy for women, but no effect for men. Women expecting to live one year longer are between 0.5 and 0.8 percent more likely to own a Riester pension. Related to the coverage rate of around 43% in 2009 this means that a one year higher subjective life expectancy would increase coverage of women between 1.2 and 1.9 percent. Compared to the effect of the subsidies (as proxied by the number of children and marital status in model 2, 3 and 5 and explicitly calculated in model 4) the effects appear relatively small. At the same time, if women would adjust their longevity expectations to match the statistical forecast, that is adjust subjective life expectancy by on average 7 years, coverage should increase to around 46% depending on the specification. This can be considered a substantial impact.

6.6 Life Tables and Loading Charges

Finally, we would like to compare the selection detected on the demand side to the loading charge from the supply side. This is a highly policy relevant question, because private pension insurers have been accused of calculating pensions based on too high life expectancy assumptions and thereby discourage investments in private pension contracts. However, before we can compare our findings to the present market premiums in life expectancy we want to look at the underlying life tables in more detail. Therefore, in the next section we compare the statistical life tables used by the federal statistic office of Germany and the life tables calculated by the German Actuary Association for the insured population.

²¹⁷ Some caution is required when looking at specification (4) and (5). Here, the effect of age is negative which means younger individuals in 2009 are less likely to hold a Riester contract. It is important to note that the negative sign is not in contrast to the results of the other specifications, because in model (4) and (5) age represents a different effect since we do not control for birth year simultaneously.

6.6.1 Life Tables

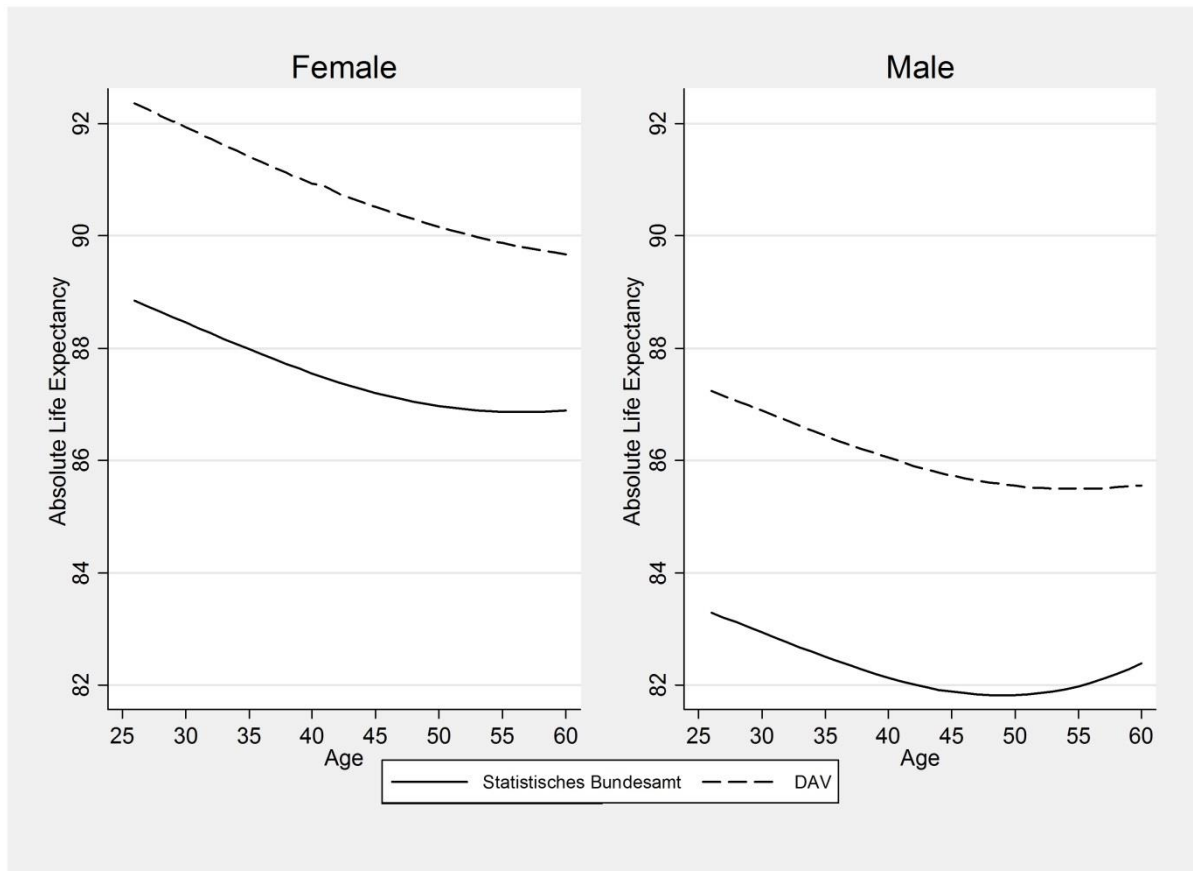
When comparing “real” loading charges on the Riester market we need a life table that represents the insured and one that represents the uninsured population. Period life tables represent a cross section of mortality rates while cohort life tables incorporate a declining mortality trend in the future. Since mortality rates have been declining since the start of empirical statistics for Germany in 1871 and are likely to decline in the future, it seems more appropriate to compare the cohort life tables for our two populations. Unfortunately the federal statistics office only provides us with a cohort life table that represents the population as a whole rather than the population without an annuity contract alone. Bearing that in mind, we know that the estimated difference between the insured population and the population as a whole will be smaller and therefore a lower bound to the full selection effect between those with and without an annuity contract. More precisely, we will look at the last cohort life table issued in 2004 by the federal statistic office. The calculation comprises two underlying trend scenarios named V1 and V2. V1 looks at the mortality trends since 1871 while the latter places extra weight on the short term trend since 1970.²¹⁸ Because mortality rates experienced a stronger decline in the short run, life expectancies are always higher in V2 compared to V1. For our analysis we will focus on the short term scenario V2 because we want to avoid overestimating the selection effect by underestimating the life expectancy of our reference group. Thus, once again our estimate has to be considered a lower bound.

With regard to the individuals holding an annuity contract we make use of the second order DAV life table 2004 R (DAV 2005). The DAV is the professional representative of insurance and financial actuaries in Germany. The DAV estimates cohort life tables of a so-called “first” and “second” order based on their own data and certain assumptions. These life tables aim to be representative for the individuals engaged in the annuity market. The second order represents the life table that incorporates only the selection effect in life expectancy on the annuity market whereas the first order is the life table actually applied by the industry. The latter also takes additional risk parameters, like volatility or misapprehension, into account. The first order table with all its additional loadings is justified by the fact that a private firm needs to make a financially sustainable calculation that assures the solvency of the company in the future. For the purpose of our comparison we will use the second order cohort life table as our benchmark, because it represents the loading that is solely justified by the underlying selection effect. In order not to overestimate the statistical selection effect we will use the most pessimistic version of the second order table with respect to the underlying mortality trend, which is the trend that predicts the lowest life expectancies. Figure 6.2 compares the resulting life expectancies in the year 2009 from the federal statistic office and the DAV for men and women between age 26 to 60. By selecting an optimistic life expectancy scenario

²¹⁸ Statistisches Bundesamt (2006), p.10.

from the official statistics and a pessimistic scenario from the DAV records we estimate a lower bound of the loading.

Figure 6.2: Statistical Cohort Life Expectancy - Women and Men



Source: own calculation based on the life tables of the federal statistics office 2004 V2 and DAV 2004R second order.

Overall, we see substantial differences between the statistical values for the two populations that vary to a small extent with age due to a slightly different shape of the two graphs. The next chapter answers the question how those differences compare to the differences in subjective life expectancy that can be detected in the micro-data.

6.6.2 Loading Charges

When comparing the differences in subjective life expectancy and statistical life expectancy we focus on 6 age groups as shown in Table 6.8. The table shows the differences we observe in the SAVE data (subjective loadings) as well as the statistical loadings separately for women and men. Even though loadings are usually measured as a percentage of premiums we decide to use years of life expectancy since it seems more intuitive in our setting. The first row reports the subjective life expectancy of the population without any annuity contract, the second row of those owning a Riester pension. The subjective loadings are calculated as the difference between these two groups.

Table 6.8: Loading Charges and Age

Age class	Women						
	26-30	31-35	36-40	41-45	46-50	51-60	All
No Private Pension	81.38 (8.44)	79.4 (7.77)	79.79 (8.11)	78.97 (9.53)	79.52 (8.30)	79.95 (7.29)	79.74 (8.22)
Riester Pension	81.04 (8.10)	82.29 (8.30)	80.36 (7.39)	81.23 (7.26)	81.59 (7.77)	81.51 (7.29)	81.31 (7.65)
Subjective Loading:							
Difference "Riester-no annuity"	-0.34	2.89	0.57	2.27	2.07	1.56	1.57
Statistical Loading:							
No unisex	3.49	3.45	3.40	3.35	3.25	3.00	3.28
Riester SI: 60% W 40% M	1.46	1.46	1.42	1.42	1.37	1.25	1.36
Riester SII: 80% W 20% M	2.48	2.46	2.41	2.38	2.31	2.13	2.32

Age class	Men						
	26-30	31-35	36-40	41-45	46-50	51-60	All
No Private Pension	78.49 (10.14)	77.66 (9.59)	76.07 (9.39)	73.64 (8.51)	74.9 (7.32)	75.05 (6.69)	75.48 (8.26)
Riester Pension	80.7 (11.31)	78.06 (9.38)	76.71 (9.34)	76.35 (8.67)	75.78 (7.16)	74.12 (7.29)	76.38 (8.79)
Subjective Loading:							
Difference "Riester-no annuity"	2.21	0.40	0.64	2.71	0.87	(-)0.93	0.90
Statistical Loading:							
No unisex	3.95	3.94	3.93	3.88	3.78	3.49	3.77
Riester I: 60% W 40% M	7.00	6.94	6.89	6.78	6.6	6.11	6.66
Riester II: 80% W 20% M	8.02	7.94	7.88	7.75	7.54	6.99	7.62

Source: own calculation.

Before we can compare the differences in subjective and statistical life expectancy we have to discuss the effects of unisex tariffs on the Riester market. Due to a statistically higher life expectancy of women compared to men as well as the construction of a standard Riester annuity contract that matures at the policyholder's death, the average contract of a woman induces a longer pay-out phase or in other words higher costs for the provider. Consequently, if by law the differentiation by gender is prohibited an insurance company has to make an assumption about the sex composition of its clients. The higher the share of women that are expected to buy a Riester contract the higher the implicit life expectancy upon which a provider bases the calculation. Looking at a broad range of companies that provide information about their underlying gender composition we can detect a lower and upper limit of the weight that is put on male and female life expectancy. Each decomposition leads to a corresponding unisex life expectancy. In this case the lower limit implies decomposition into 60% women and 40% men, whereas the upper limit translates into 80% women and only 20% men.²¹⁹ In a next step these artificial unisex life expectancies can be compared to the corresponding life expectancies for men and women that are found in the cohort life table from the federal statistic office. In Table 6.8 the resulting loadings for the lower and upper limit scenario are shown in the rows "Unisex Riester I/II" and the subjective SAVE differences between those with a Riester contract and those without any annuity contract are shown in the row "Difference: Riester - No annuity". In order to be able to assess

²¹⁹ These values correspond to actual ratios applied by the industry, see Witte (2010).

the effect of unisex tariffs the row “No unisex” shows the loadings that would result in a world where gender discrimination is still permitted.

In Table 6.8, we can see that in a world of gender specific contracts the loadings for men and women are fairly similar and lie between 3 and 4 years. Second, the difference in the sex composition of the lower and upper limit translates into an increase in the statistical loading by about one year. Third, the fact that the companies need to offer unisex tariffs decreases the loading charges for women but at the same time increases those for men relative to a scenario with separate male and female DAV life tables.²²⁰ It is important to note, that in absolute terms the increase for men does not correspond to the decrease for women because this would only occur in the case of 50% male and 50% female contract holders. However, the fact that even the lower limit scenario implies a greater share of women always results in the stronger increase for men relative to the decrease for women.

Comparing the differences in subjective life expectancy and the statistical loadings reveals a different picture for men and women. On average the subjective difference is positive for men and women. However, the differences are only significant for women as already reported in the multivariate regressions in the previous section. More interestingly when we compare the differences in SLE in the SAVE data to the loading charges by the industry there seems to be a fairly good match for women. The observed selection effect based on SLE of around 1 to 2 years corresponds approximately to the loading charge by the industry between 1.4 and 2.5 years. However, if we look at the male population we get very different results. Not only can we see overall lower subjective differences between the individuals with and without a Riester contract (the results in the previous section were not significant), but more importantly the statistical loadings are very high due to the unisex regulation. Loading charges for men range between 6 and 8 years.

Overall, unisex tariffs create a huge disparity between the loadings for women and men and this can be expected to have an effect on the selection process on the Riester market. For women the loading charges are relatively modest and are reflected fairly well in the difference in subjective life expectancy. In other words, for women we observe a match between actuarial assumptions and individual expectation. However, for men the loading charges are disproportionately high and do not reflected people’s expectations. This might explain that for men subjective life expectancy does not seem to play a role in the selection process. Men are generally prevented from buying Riester contracts based on subjective life expectancies due to the high loading charges. Based on a crude calculation regarding the relationship between the MWR and the subsidy rate it would take an additional annual subsidy of around 17% for an average man to be on par with the average woman in terms of

²²⁰ According to the cohort life tables of the federal statistics office, between 45% and 49% (26% and 29%) of the women (men) in our sample reach the life expectancies of the unisex Riester II and I scenarios.

the expected MWR. Men's Riester ownership is driven by socio-demographic characteristics but not by subjective life expectancy.

6.7 Robustness Checks

One important aspect of the SAVE study is that it is a household based questionnaire where only one person of the household is interviewed. The questions regarding old age provisions relate to the situation of the household as a whole, meaning that in some cases it is not possible to directly link a Riester contract to a specific person. As an example we can pick a married couple who live together and hold one Riester contract. In this case we do not know which spouse owns the contract and therefore we might assign the subjective life expectancy of the respondent to that one contract while in reality his or her spouse is the actual owner of the Riester contract.

However, in a larger number of cases we do know if it is the respondent that owns the contract. The obvious cases are single households where the respondent is the only adult in the house and therefore we can directly link any annuity contract. In a second case when we look at couples that own more than one Riester contract we can assume that the person answering the questionnaire directly owns one of the contracts.²²¹ Additionally, we can assume that in married couples living separately the respondent only reports a contract that he/she owns herself.²²² Apart from these circumstances there is a third combination of answers from which we can directly link a Riester contract to the respondent. If there is only one Riester contract and no private old age provision contract in a non-single household we can exploit a question that asks for the expected old age income sources separately for both partners. One sub-item contains private old age provisions including Riester contracts. The reason why we do not use this question directly is that it covers both, subsidized and unsubsidized, old age provisions. In our case we know that out of the broader category there is only one Riester contract in the household, therefore if the respondent answers that he or she will expect income out of that category but his or her partner will not we can link the Riester contract to the respondent.

Based on this approach, we compare our newly derived smaller group of directly linked contract holders with our initial group of Riester annuity savers. Table 6.9 panel A shows the regression results for the reduced sample. Our initial results remain unchanged when using the reduced sample. For women, conditional on age, we find a significant positive effect of

²²¹ In very rare cases, there might be children eligible for Riester annuities that also live in the household. In these cases if the number of contracts is smaller than the amount of eligible household members we have an assignment problem again. For our analysis, we will disregard these cases. A second potential assignment problem occurs if one household member has more than one contract. This is only the case if one of the contracts is not active as subsidies can only be obtained for one contract. In these cases, we would still have an assignment error in the robustness check in those cases where both contracts belong to the partner of the respondent. However, we consider these cases to be rare.

²²² If we do not consider these respondents, the results are the same.

subjective life expectancy on the likelihood of owning a Riester pension, for men we still do not find a significant effect of subjective life expectancy on Riester ownership.

Table 6.9: Robustness Checks

Panel A: Direct contract linkage						
Women						
	(1)		(2)		(3)	
	Coefficient	MFX	Coefficient	MFX	Coefficient	MFX
Subjective life expectancy	0.013**	0.005**	0.011*	0.004*	0.011*	0.004*
Observations	1416		1416		1416	
Men						
Subjective life expectancy	0.009	0.003	0.006	0.002	0.005	0.002
Observations	1398		1398		1398	
Panel B: Any annuity contract						
Women						
	(1)		(2)		(3)	
	Coefficient	MFX	Coefficient	MFX	Coefficient	MFX
Subjective life expectancy	0.015***	0.006***	0.013***	0.005***	0.012***	0.005***
Observations	1871		1871		1871	
Men						
Subjective life expectancy	0.005	0.002	0.0002	0.001	0.0001	0.001
Observations	1802		1802		1802	
Panel C: Non-subsidized annuity contracts						
Women						
	(1)		(2)		(3)	
	Coefficient	MFX	Coefficient	MFX	Coefficient	MFX
Subjective life expectancy	0.013**	0.004**	0.008	0.002	0.007	0.002
Observations	1290		1290		1290	
Men						
Subjective life expectancy	0.001	0.0004	-0.004	-0.001	-0.004	-0.001
Observations	1328		1328		1328	
Panel D: IV Estimation						
Women						
	OLS			IV		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient
Subjective life expectancy	0.005***	0.005**	0.004***	0.023***	0.019***	0.018***
Observations	1717	1717	1717	1717	1717	1717
Men						
	OLS			IV		
	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient
Subjective life expectancy	0.002	0.001	0.001	0.011	0.002	0.001
Observations	1644	1644	1644	1644	1644	1644

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Source: own calculation.

Next, we want to test the robustness of our result if all individuals holding a non-subsidized annuity contract but no Riester pension are additionally added to the sample of our probit regressions. The reintegration of these individuals enables us to test for adverse selection in the annuity market as a whole and not just in the market for Riester contracts. The main differences between the two contract types are not only the question whether the contract

holder qualifies for subsidies, but also the fact that - at least until 2012 - unisex tariffs only apply on the Riester market. Table 6.9 panel B shows the estimation results for the three specification used in the original regressions to test for adverse selection on the Riester market. The results remain unchanged, meaning that for women there is a significant positive effect of subjective life expectancy on the probability of owning any annuity contract. However, there is no effect for men. The results are not surprising when comparing the number of observations of the original analysis in section 6.5 with the sample size of the regressions in panel B. For both men and women the sample size increases by less than 10% due to the fact that only 13.7% of the respondents who are not holding a Riester contract possess non-subsidized annuity contract. Put differently, the annuity market in the sample consists to 81.15% of individuals who are holding a Riester contract. In order to determine whether the selection bias of individuals who participate in the annuity market via a non-subsidized contract differs from the selection process on the Riester market it is necessary to execute yet another analysis.

Table 6.9 panel C reports the estimation results for the market of non-subsidized annuity contracts. In line with the sample restriction applied before the binary dependent variable takes on the value one if there is at least one non-subsidized annuity contract in the household and zero otherwise. Respondents who possess only a Riester annuity are excluded from the sample. It shows that an effect of subjective life expectancy on the likelihood of possessing a non-subsidized annuity contract can only be detected for women in specification (1) where we only control for age. For the remaining specifications there is no significant effect of subjective life expectancy on non-subsidized annuity ownership. For women this result is in line with the previous considerations regarding the effect of unisex tariffs. In comparison to the Riester market, the fact that gender specific life tables apply increases the loading charges for women and decreases the premium charged for men in the market for non-subsidized annuity contracts. As a result, the selection process for women should be weakened, assuming that the selection process works most effectively when the loading charges applied by the industry are small. For men the results have at least two possible explanations. First, it could be that even gender specific loading charges are high enough to prevent a selection process according to subjective life expectancy. Second, since we cannot analyze a market where the loading charges in life expectancy are as low for men as they are for women on the Riester market, we cannot rule out that for men other factors simply dominate the annuity choice.

A final concern is that subjective life expectancy is measured with considerable error and therefore our results suffer from attenuation bias. A similar argument has been made by Salm (2010). In order to deal with this point we implement an instrumental variable strategy. We use information on current health status and health behavior (suffering from a chronic condition or serious illness and smoking) as instruments for subjective live expectancy. We

showed in section 6.4.2 that current health has a significant and large impact on subjective life expectancy. Furthermore Kutlu-Koc and Kalwij (2013) argue that subjective life expectancy does mainly contain information on current health and little extra information concerning future health expectations. Thus, current health is relevant for subjective life expectancy estimations. The second crucial assumption for health to be a valid instrument is that current health should not have a direct effect on saving for old age. This assumption is critical since the capacity to save today can be directly influenced by current health. However, part of this effect should be captured by controlling for current income. Moreover, since there is universal health insurance in Germany out-of-pocket health expenditure are rather limited and thus, we think current health can be considered a valid instrument for subjective life expectancy in our context. We present the results of this exercise in Table 6.9 panel D.²²³ All in all our previous conclusions remain the same. We find robust evidence of a selection effect based on SLE for women but not for men. While the marginal effects for women become larger when applying the IV strategy the effects remain small for men.

6.8 Conclusion

We examine the effect of subjective life expectancy on private retirement savings in Germany. We have three central findings. First, men and women are pessimistic about their life expectancy. Women (men) underestimate their life span by about 7 (6.5) years compared to the official records by the German statistical office. Second, in line with our hypothesis we find a small selection effect in the German market for Riester annuities based on women's subjective life expectancy. This selection effect is present not only when controlling solely for age, as the only variable that the provider can use to set the price for a Riester contract, but also when controlling for additional covariates that potentially influence annuity choice and subjective life expectancy at the same time. Women holding a Riester contract expect to live longer compared to women without an annuity contract. However, in contrast to our hypothesis we do not find a selection effect for men on the Riester market based on their subjective life expectancy. This counterintuitive result could to some extent be explained by our third important finding regarding the loading charge of the insurance industry in terms of life expectancy. For women the difference in subjective life expectancy between Riester contract owners and non-owners ranges between 1 and 2 years and is approximately in line with the assumptions by the industry. However, due to the special unisex regulation on the Riester market loadings are very high for men (up to 8 years) and do not correspond to the differences in subjective life expectancy for men. Men do not select themselves into Riester contracts based on SLE but rather due to other socio-demographic characteristics. The gender gap in loadings gives us a possible explanation for the empirical results. The

²²³ F-statistics are around 30 for the excluded instruments.

differences in life expectancy used for calculating the Riester pensions for men might simply be high enough to prevent a selection process according to subjective life expectancy. For men other factors seem to determine whether to invest into the Riester scheme.

The overall judgment of whether the loading charge of the insurance industry is justified based on adverse selection remains complex because we can only compare the statistic adjustments by the DAV with subjective estimations of our sample. If the SAVE participants systematically make errors regarding their subjective life expectancy their real mortality risk could still match the assumptions by the insurance companies. However, because people base their decision making process on subjective assumptions the fact that they think the loading is too high can already cause negative consequences, namely that a large share of the population will not invest in private annuity contracts. Informing individuals about their longevity risk might improve individual's risk assessment and ultimately lead to better coverage.

Bibliography

- Akerlof, G. A.: 1970, The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism, *Quarterly Journal of Economics* **84**(3), 488-500.
- Alford, S., Farnen, D. B. and Schachet, M.: 2004, Affordable Retirement: Light at the End of the Tunnel, *Benefits Quarterly* **20**(4), 7-14.
- Anderson, K. M. and Immergut, E. M.: 2006, Sweden: After Social Democratic Hegemony, in: Immergut, E. M., Anderson, K. and Schulze, I. (eds.), *The Handbook of West European Pension Politics*, Oxford University Press, Oxford 2006, 349-395.
- AP7: 2012a, *Årsredovisning 2011*, available at: <<http://www.ap7.se/PageFiles/92/2011/AP7%20%C3%A5rsredovisning%202011.pdf>> [Accessed December 19, 2012].
- AP7: 2012b, *Informationsbroschyr 2012-06-19*, available at: <<http://www.ap7.se/PageFiles/90/AP7%20Infobroschyr%20juni%202012.pdf>> [Accessed December 19, 2012].
- AP7: 2013, *Årsredovisning 2013*, available at: <http://www.ap7.se/Documents/PDF/Rapporter/AP7_%C3%85R_2012.pdf> [Accessed January 21, 2014].
- Attanasio, O. and Hoynes, H. W.: 2000, Differential Mortality and Wealth Accumulation, *Journal of Human Resources* **35**(1), 1-29.
- Beckmann, K.: 2000, A Note on the Tax Rate Implicit in Contributions to Pay-as-you-go Public Pension Systems, *FinanzArchiv* **57**(1), 63-76.
- Benartzi, S., Previtiero, A. and Thaler, R. H.: 2011, Annuitization Puzzles, *Journal of Economic Perspectives* **25**(4), 143-164.
- Biggs, A.-G. and Springstead, G.: 2008, Alternate Measures of Replacement Rates for Social Security Benefits and Retirement Income, *Social Security Bulletin* **68**(2).
- Billen, G. and Gatschke, L.: 2012, Vorschläge zur Verbesserung der kapitalgedeckten Altersvorsorge aus verbraucherpolitischer Sicht, *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* **81**(2), 237-243.
- Binswanger, J. and Schunk, D.: 2012, What is an adequate standard of living during Retirement?, *Journal of Pension Economics and Finance* **11**(02), 203-222.
- Bomsdorf, E.: 2005, Ein Vorschlag zur Sicherung der Wirkung des Nachhaltigkeitsfaktors in der Rentenversicherung, *Deutsche Rentenversicherung* **60**(12), 665-674.

- Börsch-Supan, A.: 2004a, Gesamtwirtschaftliche Folgen des demografischen Wandels, *MEA Discussion Paper* **51-2004**.
- Börsch-Supan, A.: 2004b, Faire Abschläge in der gesetzlichen Rentenversicherung, *MEA Discussion Paper* **65-2004**.
- Börsch-Supan, A.: 2007, Über selbststabilisierende Rentensysteme, *MEA Discussion Paper* **133-07**.
- Börsch-Supan, A., Coppola, M., Essig, L., Eymann, A. and Schunk, D.: 2009, *The German SAVE study – Design and Results*, 2nd edn, Mannheim Institute for the Economics of Aging (MEA).
- Börsch-Supan, A., Coppola, M. and Reil-Held, A.: 2012, Riester Pensions in Germany: Design, Dynamics, Targetting Success and Crowding-In, *NBER Working Paper* **18014**.
- Börsch-Supan, A. and Essig, L.: 2005, Personal assets and pension reform: How well prepared are the Germans?, *MEA Discussion Paper* **85-2005**.
- Börsch-Supan, A. and Gasche, M.: 2010a, Kann die Riester-Rente die Rentenlücke in der gesetzlichen Rente schließen?, *MEA Discussion Paper* **201-2010**.
- Börsch-Supan, A. and Gasche, M.: 2010b, Zur Sinnhaftigkeit der Riester-Rente, *MEA Discussion Paper* **197-2010**.
- Börsch-Supan, A., Gasche, M. and Wilke, C. B.: 2010, Konjunkturabhängigkeit der Gesetzlichen Rentenversicherung am Beispiel der aktuellen Finanz- und Wirtschaftskrise, *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* **59**(3), 298-328.
- Börsch-Supan, A., Gasche, M. and Ziegelmeyer, M.: 2010, Auswirkungen der Finanzkrise auf die private Altersvorsorge, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* **11**(4), 383-406.
- Börsch-Supan, A. and Reil-Held, A.: 2001, How Much is Transfer and How Much is Insurance in a Pay-as-you-go System? The German Case, *Scandinavian Journal of Economics* **103**(3), 505-524.
- Börsch-Supan, A., Reil-Held, A. and Schunk, D.: 2008, Saving Incentives, Old-age Provision and Displacement Effects: Evidence from the Recent German Pension Reform, *Journal of Pension Economics and Finance* **7**(3), 295-319.
- Börsch-Supan, A., Reil-Held, A. and Wilke, C. B.: 2003, Der Nachhaltigkeitsfaktor und andere Formelmodifikationen zur langfristigen Stabilisierung des Beitragssatzes zur GRV, *MEA Discussion Paper* **30-03**.

- Börsch-Supan, A. and Schmidt, P.: 2001, Early Retirement in East and West Germany, in: Riphahn, R. T., Snower, D. J. and Zimmermann, K. F. (eds.), *Employment Policy in Transition*, Springer, Heidelberg 2001, 83-102.
- Boskin, M. and Shoven, J. B.: 1987, Concepts and measures of earnings replacement during retirement, in: Bodie, Z., Shoven, J. B. and Wise, D. A. (eds.), *Issues in Pension Economics*, University of Chicago Press, Chicago IL, 113-141.
- Bratberg, E., Holmås, T. H. and Thøgersen, Ø.: 2004, Assessing the effects of an early retirement program, *Journal of Population Economics* **17**(3), 387-408.
- Breyer, F.: 2004, Auf Leben und Tod – Steigende Lebenserwartung und Sozialversicherung, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* **5**(2), 227-241.
- Breyer, F. and Hupfeld, S.: 2009, Neue Rentenformel – mehr Gerechtigkeit und weniger Altersarmut, *DIW-Wochenbericht* **76**(5), 82-86.
- Brown, J. R.: 2001, Private pensions mortality risk, and the decision to annuitize, *Journal of Public Economics* **82**, 29-62.
- Brown, J. R.: 2007, Rational and Behavioral Perspectives on the Role of Annuities in Retirement Planning, *NBER Working Paper* **13537**.
- Bucher-Koenen, T. and Kluth, S.: 2012, Subjective Life Expectancy and Private Pensions, *MEA Discussion Paper* **265-2012**.
- Bucher-Koenen, T., Lusardi, A., Alessie, R. and van Rooij, M.: 2012, How financially literate are women? Some new perspectives on the gender gap, *Netspar Panel Paper* **31**.
- Budimir, K.: 2008, *Rentenabschläge im Spannungsfeld zwischen versicherungsmathematischer Fairness und arbeitsmarktpolitischer Anreizkompatibilität*, Dissertation, Technische Universität Darmstadt, 2008.
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales: 2010, *Bericht der Bundesregierung über die gesetzliche Rentenversicherung, insbesondere über die Entwicklung der Einnahmen und Ausgaben, der Nachhaltigkeitsrücklage sowie des jeweils erforderlichen Beitragssatzes in den künftigen 15 Kalenderjahren gemäß § 154 Abs. 1 und 3 SGB VI (Rentenversicherungsbericht 2010)*, Bonn.
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales: 2013a, *Bericht der Bundesregierung über die gesetzliche Rentenversicherung, insbesondere über die Entwicklung der Einnahmen und Ausgaben, der Nachhaltigkeitsrücklage sowie des jeweils erforderlichen Beitragssatzes in den künftigen 15 Kalenderjahren gemäß § 154 Abs. 1 und 3 SGB VI (Rentenversicherungsbericht 2013)*, Bonn.

- Bundesministerium für Arbeit und Soziales: 2013b, *Weiter Aufwuchs bei der Riester-Rente*, available at: <http://www.bmas.de/DE/Service/Presse/Pressemitteilungen/2013-03-26-Riestervertraege-IV-Quartal-2012.html?cms_searchArchive=0&cms_submit=Senden&cms_dateafter=tt.mm.jjjj&cms_sortString=-score_&cms_searchIssued=0&cms_datebefore=tt.mm.jjjj&cms_templateQueryString=Riester> [Accessed January 27, 2013].
- Chen, Y.-P. and Scott, J.: 2006, Phased Retirement: Who Optes for It and Toward What End?, *European Papers on the New Welfare* **6-0-0**, 16-28.
- Chiappori, P.-A. and Salanié, B.: 2000, Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets, *Journal of Political Economy* **108**(1), 56-78.
- Coile, C.: 2004, Retirement Incentives and Couples' Retirement Decisions, *Topics in Economic Analysis & Policy* **4**(1), Article 17.
- Coile, C. and Gruber, J.: 2007, Future Social Security Entitlements and the Retirement Decision, *The Review of Economics and Statistics* **89**(2), 234-246.
- Coppola, M. and Gasche, M.: 2011, Die Riester-Förderung – das unbekannte Wesen, *MEA Discussion Paper* **244-2011**.
- Coppola, M. and Lamla, B.: 2013, Saving and Old Age Provision in Germany (SAVE): Design and Enhancements, *Schmollers Jahrbuch* **133**(1), 109-117.
- Coppola, M. and Reil-Held, A.: 2009, Dynamik der Riester-Rente: Ergebnisse aus SAVE 2003 bis 2008, *MEA Discussion Paper* **195-2009**.
- Corneo, G., Keese, M. and Schröder, C.: 2009, The Riester Scheme and Private Savings: An Empirical Analysis based on the German SOEP, *Schmollers Jahrbuch* **129**(2), 312-332.
- DAV: 2005, Herleitung der DAV-Sterbetafel 2004 R für Rentenversicherungen, *Blätter der DGVM* **XXVII**(2), 199-313.
- Dedring, K.-H., Deml, J., Döring, D., Steffen, J. and Zwiener, R.: 2010, Rückkehr zur lebensstandardsichernden und armutsfesten Rente, *WISO Diskurs*, August 2010.
- Deutsche Rentenversicherung: 2012a, *Codeplan FDZ-Biografiedatensatz – VVL 2010*, available at: <http://forschung.deutsche-rentenversicherung.de/FdzPortalWeb/getRessource.do?key=sufvvl10_cdpln.pdf> [Accessed November 20, 2013].
- Deutsche Rentenversicherung: 2012b, *Aktuelle Daten 2013*, available at: <http://www.deutsche-rentenversicherung.de/cae/servlet/contentblob/238644/publicationFile/52076/aktuelle_daten_2013.pdf> [Accessed December 19, 2012].

- Deutsche Rentenversicherung: 2013, *Statistik der Deutschen Rentenversicherung aktuelle Zahlen*, available at: <http://www.deutsche-rentenversicherung.de/cae/servlet/contentblob/238692/publicationFile/57922/rv_in_zahlen_2013.pdf> [Accessed August 30, 2013].
- Deutscher Bundestag: 1956, *Entwurf eines Gesetzes zur Neuregelung des Rechts der Rentenversicherung der Arbeiter und der Angestellten (Rentenversicherungsgesetz – RtVG)*, Bundestagsdrucksache **02/2437**.
- Disney, R. and Tanner, S.: 1999, What can we learn from retirement expectations data?, *IFS Working Papers* **W99/17**.
- Doeringhaus, H. I. and Feldman, D. C.: 2001, Early Retirement Penalties in Defined Benefit Pension Plans, *Journal of Managerial Issues* **XIII**(3), 273-287.
- Dwyer, D. S. and Mitchell, O. S.: 1999, Health problems as determinants of retirement: Are self-rated measures endogenous?, *Journal of Health Economics* **18**(2), 173-193.
- Euwals, R., van Vuuren, D. and Wolthoff, R.: 2010, Early Retirement Behaviour in the Netherlands: Evidence From a Policy Reform, *De Economist* **158**(3), 209-236.
- Fachinger, U. and Künemund, H.: 2009, Die Auswirkungen alternativer Berechnungsmethoden auf die Höhe der Lohnersatzquote, *Deutsche Rentenversicherung* **64**, 414-431.
- Faik, J. and Köhler-Rama, T.: 2009, Zur Frage der Rentenanpassung: Probleme und Lösungsansätze, *FaMa-Diskussionspapier* **3/2009**.
- Fassauer, S. and Toutaoui, N.: 2009, Die Anzahl des förderberechtigten Personenkreises der Riester-Rente – eine Annäherung, *Deutsche Rentenversicherung* **6**, 478-486.
- Fenge, R., Uebelmesser, S. and Werding, M.: 2006, On the Optimal Timing of Implicit Social Security Taxes Over the Life Cycle, *FinanzArchiv* **62**(1), 68-107.
- Finkelstein, A. and McGarry, K.: 2006, Multiple Dimensions of Private Information: Evidence from the Long-Term Care Insurance Market, *American Economic Review* **94**(4), 938-958.
- Finkelstein, A. and Poterba, J. M.: 2002, Selection effects in the United Kingdom individual annuities market, *The Economic Journal* **112**(January), 28-50.
- Finkelstein, A. and Poterba, J. M.: 2004, Adverse selection in insurance markets: Policyholder evidence from the U.K. annuity market, *Journal of Political Economy* **112**(1), 183-208.
- Flood, L.: 2004, Vilka pensioner får framtidens pensionärer?, *Ekonomisk debatt* **3**, 16-30.

- Försäkringskassan: 2008, Orange Rapport. Pensionssystemets Årsredovisning 2007, *Försäkringskassan*, Stockholm.
- Friedman, M.: 1957, The Permanent Income Hypothesis, *American Economic Review* **48**, 80-91.
- Friedman, B. M. and Warshawsky, M. J.: 1990, The Cost of Annuities: Implications for Saving behavior and Bequests, *Quarterly Journal of Economics* **105**(1), 135-154.
- Fries, J.: 1980, Aging, Natural Death and the Compression of Morbidity, *The New England Journal of Medicine* **303**(3), 130-135.
- Gasche, M.: 2005, „Schutzklausel“ erfordert „Nachholfaktor“, *Wirtschaftsdienst* **85**(7), 471-476.
- Gasche, M.: 2007, Intergenerative Verteilungseffekte der (modifizierten) Schutzklausel und der Anhebung des gesetzlichen Renteneintrittsalters, *Deutsche Rentenversicherung* **62**(2/3), 158-169.
- Gasche, M.: 2008a, Erwerbsbiographie- und kohortenspezifische Versorgungsniveaus und Versorgungslücken in Deutschland, *Allianz Dresdner Economic Research Working Paper* **119**.
- Gasche, M.: 2008b, „Rente mit 69“? Auch eine Frage der intergenerativen Gerechtigkeit, *Allianz Dresdner Economic Research Working Paper* **102**.
- Gasche, M.: 2008c, Renditevergleich zwischen Umlagesystem und Kapitaldeckungssystem, *Allianz Dresdner Economic Research Working Paper* **115**.
- Gasche, M.: 2009a, Der Nachholberg in der Gesetzlichen Rentenversicherung, *Wirtschaftsdienst* **89**(9), 610-619.
- Gasche, M.: 2009b, Die sozialversicherungspflichtig Beschäftigten im deutschen Sozialversicherungssystem: Eigenschaften, Beitragsleistungen und Leistungsbezug, *MEA Discussion Paper* **189-09**.
- Gasche, M.: 2009c, Implizite und explizite Lohnsteuerbelastung in Deutschland, in: Duwendag, D., Sauernheimer, K. and Wille, E. (eds.), *Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften* **60**(2), Lucius&Lucius, Stuttgart 2009, 138-167.
- Gasche, M.: 2010, Rentenanpassung 2010 - Wem nützt die Rentengarantie?, *MEA Discussion Paper* **199-10**.

- Gasche, M.: 2013, Empirie und Ökonomie des Arbeitsmarktverhaltens Älterer, in: Rieble, V., Junker, A. and Giesen, R. (eds.), *Arbeiten im Alter*, ZAAR Schriftenreihe **31**, ZAAR, München 2013, 55-75.
- Gasche, M. and Härtl, K.: 2013, Verminderung der (Alters-)Armut von Erwerbsminderungsrentnern durch Verlängerung der Zurechnungszeit und Günstigerprüfung?, *MEA Discussion Paper* **271-13**.
- Gasche, M. and Kluth, S.: 2012, Dynamisierung der Rente: Was ist die beste Rentenanpassungsformel?, *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* **61**(1), 3-45.
- Gasche, M. and Lamla, B.: 2012, Erwartete Altersarmut in Deutschland: Pessimismus und Fehleinschätzungen – Ergebnisse aus der SAVE-Studie, *MEA Discussion Paper* **264-2012**.
- Gasche, M. and Ziegelmeyer, M.: 2010, Verbreitung der Riester-Rente – Hat die Finanz- und Wirtschaftskrise Spuren hinterlassen?, *MEA Discussion Paper* **198-2010**.
- Geyer, J. and Steiner, V.: 2009, Die Zahl der Riester-Renten steigt sprunghaft – aber Geringverdiener halten sich noch zurück, *DIW Wochenbericht* **32**.
- Gottschall, K. and Bird, K.: 2003, Family Leave Policies and Labor Market Segregation in Germany: Reinvention or Reform of the Male Breadwinner Model?, *Review of Policy Research* **20**(1), 115-134.
- Grad, S.: 1990, Earnings Replacement Rates of New Retired Workers, *Social Security Bulletin* **53**(10), 2-19.
- Gruber, J. and Wise, D.: 2004, Introduction and summary, in: Gruber, J. and Wise, D. (eds.), *Social Security Programs and Retirement Around the World: Micro-estimation*, University of Chicago Press, Chicago 2004, 1-40.
- Gustman, A. L. and Steinmeier, T. L.: 2005, The social security early entitlement age in a structural model of retirement and wealth, *Journal of Public Economics* **89**(2-3), 441-463.
- Hagen, K. and Kleinlein, A.: 2011, Zehn Jahre Riester-Rente: Kein Grund zum Feiern, *Wochenbericht des DIW Berlin* **78**(47), 3-14.
- Hagen, K. and Lamping, W.: 2013, Eine restriktive Produktregulierung gehört auf die politische Agenda: Systematisierung und Diskussion von Reformvorschlägen zum Riester-Sparen aus verbraucher- und sozialpolitischer Sicht, *Sozialer Fortschritt* **62**(2), 43-51.
- Hagen, K. and Reisch, L. A.: 2010, Riesterrente: Politik ohne Marktbeobachtung, *Wochenbericht des DIW Berlin* **77**(8), 2-14.

- Hahn, C. and Neumann, D.: 2011, Verbraucherschutz bei Riesterverträgen – Probleme und Lösungsvorschläge, *Soziale Sicherheit* **60**(12), 421-425.
- Hamermesh, D. S.: 1985, Expectations, Life Expectancy and Economic Behavior, *Quarterly Journal of Economics* **100**(2), 389-408.
- Haupt, M. and Kluth, S.: 2012, Das schwedische Beispiel der kapitalgedeckten Altersvorsorge – Ein Vorbild für Deutschland?, *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* **81**(2), 213-230.
- Haupt, M. and Kluth, S.: 2013, Take a Chance on me – Can the Swedish Premium Pension Serve as a Role Model for Germany's Riester Scheme?, *MEA Discussion Paper* **266-2013**.
- Haupt, M. and Sesselmeier, W.: 2011, *Eine Analyse der Altersvorsorgeinformationen in Schweden. Projektbericht für das Forschungsnetzwerk Alterssicherung (FNA) der Deutschen Rentenversicherung*, available at: <http://www.fna-rv.de/SharedDocs/Downloads/DE/FNA/Projektberichte/Projektbericht%202011-04.html?nn=12348> [Accessed December 19, 2012].
- Haupt, M. and Sesselmeier, W.: 2012, Altersvorsorgeinformationen in Schweden – ein Vorbild für Deutschland?, *Deutsche Rentenversicherung* **67**(2), 82-96.
- Haupt, M., Kluth, S. and Weber, S.: 2013, Effektive Rechtsetzung zur Sicherung der Altersvorsorge – die schwedische Prämienrente als Alternative zur Riester-Rente?, *mimeo*.
- Heckman, J.: 1979, Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica* **47**(1), 153-161.
- Heien, T., Kortmann, K. and Schatz, C.: 2007, *Altersvorsorge in Deutschland 2005: Alterseinkommen und Biographie; die Beteiligung an Alterssicherungssystemen und die Höhe künftiger Alterseinkommen der Deutschen der Geburtsjahrgänge 1942-1961 und ihrer Ehepartner im 65. Lebensjahr; Forschungsprojekt im Auftrag der Deutschen Rentenversicherung Bund und des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales*, WDV, Ges. für Medien und Kommunikation, Bad Homburg.
- Hirte, G.: 2000, Struktur der impliziten Steuersätze der Gesetzlichen Rentenversicherung, *IFO-Studien* **46**, 315-334.
- Human Fertility Database, the Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and the Vienna Institute of Demography (Austria) available at: <http://www.humanfertility.org/cgi-bin/country.php?country=DEUTNP&tab=si&t1=1&t2=2> [Accessed February 17, 2014].

- Hurd, M. D. and McGarry, K.: 1995, Evaluation of the Subjective Probabilities of Survival in the Health and Retirement Study, *Journal of Human Resources* **30**, 268-291.
- Hurd, M. D. and McGarry, K.: 2002, The Predictive Validity of Subjective Probabilities of Survival, *The Economic Journal* **112**, 966-985.
- Indicator Sub-Group (ISG) of the Social Protection Committee (SPC): 2009, *Updates of Current and Prospective Theoretical Pension Replacement Rates 2006-2046*, available at: <<http://ec.europa.eu/social/BlobServlet?docId=4307&langId=en>> [Accessed August 30, 2013].
- Kantarci, T. and van Soest, A.: 2008, Gradual Retirement: Preferences and Limitations, *De Economist* **156**(2), 113-144.
- Kleinlein, A.: 2011, *Zehn Jahre „Riester-Rente“, Bestandsaufnahme und Effizienzanalyse. Expertise im Auftrag der Abteilung Wirtschafts- und Sozialpolitik der Friedrich-Ebert-Stiftung*, available at: <<http://library.fes.de/pdf-files/wiso/08471.pdf>> [Accessed December 19, 2012].
- Kluth, S. and Gasche, M.: 2013, Ersatzraten in der Gesetzlichen Rentenversicherung, *MEA Discussion Paper* **276-2013**.
- Kommission für die Nachhaltigkeit in der Finanzierung der Sozialen Sicherungssysteme: 2003, *Bericht der Kommission*, Berlin.
- Könberg, B., Edward, P. and Sundén, A.: 2006, The NDC Reform in Sweden: The 1994 Legislation to the Present, in: Holzmann, R. and Palmer, E. (eds.), *Pension Reform: Issues and Prospects for Non-Financial Defined Contribution (NDC) Schemes*, World Bank, Washington D.C. 2011, 449-466.
- Krieger, T. and Stöwhase, S.: 2009, Diskretionäre rentenpolitische Maßnahmen und die Entwicklung des Rentenwerts in Deutschland von 2003-2008, *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* **58**(1), 36-54.
- Krupp, H.-J.: 1999, Grenzen von Rentenanpassungsformeln, *Wirtschaftsdienst* **79**(8), 474-479.
- Kruse, A.: 1994, The Pension System, in: Bengtsson, T. (ed.), *Population, Economy, and Welfare in Sweden*, Springer-Verlag Berlin, Heidelberg 1994, 109-134.
- Kutlu-Koc, V. and Kalwij, A.: 2013, Individuals' Survival Expectations and Actual Mortality, *Netspar Discussion Paper* **05/2013-013**.
- LaRochelle-Côté, S., Myles, J. and Picot, G.: 2008, Income Security and Stability During Retirement in Canada, *Analytical Studies Branch Research Paper Series* **306**.

- Ludwig, A. and Zimper, A.: 2012, A Parsimonious Model of Subjective Life Expectancy, *Theory and Decision* **75**, 519-542, DOI: 10.1007/s11238-013-9355-6.
- MacDonald, B.-J. and Moore, K. D.: 2011, *Moving Beyond the Limitations of Traditional Replacement Rates*, Society of Actuaries, available at: <<http://www.soa.org/research/research-projects/pension/research-moving-beyond.aspx>> [Accessed August 30, 2013].
- Meinhardt, V. and Zwiener, R.: 2012, Was leistet die Riester-Rente für die Sicherung im Alter?, *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* **81**(2), 205-211.
- Meinhardt, V., Rietzler, K. and Zwiener, R.: 2009, Konjunktur und Rentenversicherung – gegenseitige Abhängigkeiten und mögliche Veränderungen durch diskretionäre Maßnahmen, *IMK-Studies* **3/2009**.
- Min Pension: 2012, *Nya rekord för minpension.se*, available at: <<https://www.minpension.se/OmOss/VisaPressmeddelande.aspx?PressMeddelandeld=1835604352&year=2012>> [Accessed January 04, 2013].
- Ministry of Health and Social Affairs: 2005, *The Swedish National Strategy Report on Adequate and Sustainable Pensions*, Ministry of Health and Social Affairs, available at: <<http://ec.europa.eu/social/BlobServlet?docId=5443&langId=en>> [Accessed August 30, 2013].
- Mitchell, O. S. and Phillips, J. W. R.: 2006, Social Security Replacement Rates for Alternative Earnings Benchmark, *Michigan Retirement Research Center Working Paper* **2006-116**.
- Mitchell, O. S., Poterba, J. M., Warshawsky, M. and Brown, J.: 1999, New evidence on the Money's Worth of Individual Annuities, *American Economic Review* **89**(5), 1299-1318.
- Modigliani, F. and Brumberg, R. H.: 1954, Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data, in: Kurihara, K. K. (ed.), *Post-Keynesian Economics*, Rutgers University Press, New Brunswick 1954, 388-436.
- Munnell, A. H. and Sass, S. A.: 2012, Can the actuarial reduction for social security early retirement still be right?, *CRR Issue in Brief* **12-6**.
- Munnell, A. H., Triest, R. K. and Jivan, N. A.: 2004, How do Pensions affect expected and actual Retirement Ages, *CRR Working Paper* **2004-27**.
- O' Donnell, O., Teppa, F. and Van Doorslaer, E.: 2008, Can subjective survival expectations explain retirement behavior?, *DNB Working Paper* **188**.
- OECD: 2009, Pensions at a Glance 2009: Retirement-Income Systems in OECD Countries, *OECD Publishing*, DOI: 10.1787/pension_glance-2009-en.

- OECD: 2011, *Pensions at a Glance 2011: Retirement-Income Systems in OECD and G20 Countries*, OECD Publishing, DOI :10.1787/pension_glance-2011-en.
- OECD: 2012, *OECD Pensions Outlook 2012*, OECD Publishing, Paris.
- OECD: 2013, *Pensions at a Glance 2013: OECD and G20 Indicators*, *OECD Publishing*, DOI: 10.1787/pension_glance-2013-en.
- Oehler, A.: 2009, *Alles „Riester“? Die Umsetzung der Förderidee in der Praxis. Gutachten im Auftrag des Verbraucherzentrale Bundesverbandes e.V.*, available at: <http://www.vzbv.de/mediapics/altersvorsorge_gutachen_oehler_12_2009.pdf> [Accessed December 19, 2012].
- Oelmann, A. and Scherfling, R.: 2012, Riester-Rente – Reformen und ein staatliches Basisprodukt sind dringend erforderlich, *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* **81**(2), 245-253.
- Ostrovsky, Y. and Schellenberg, G.: 2010, Pension Coverage and Earnings Replacement Rates Among Canadian Couples, *Statistics Canada Analytical Branch Studies Working Paper* **327**.
- Otnad, A. B. H. and Wahl, S.: 2005, *Die Renditen der gesetzlichen Rente – Für Junge ein schlechtes Geschäft*, Deutsches Institut für Altersvorsorge, Köln 2005.
- Pensionsmyndigheten: 2011, *Orange Report. Annual Report of the Swedish Pension System*, available at: <<http://secure.pensionsmyndigheten.se/download/18.21baed1013b2db4d4b07b51/OR+engelsk+2010.pdf>> [Accessed December 19, 2012].
- Pensionsmyndigheten: 2012a, *Orange Rapport. Pensionssystemets Årsredovisning 2011*, *Pensionsmyndigheten*, Stockholm.
- Pensionsmyndigheten: 2012b, *Avgifter och skatter*, available at: <<http://www.pensionsmyndigheten.se/AvgifterOchSkatter.html>> [Accessed December 19, 2012].
- Pensionsmyndigheten: 2013a, *Arkiverad Månadsstatistik*, available at: <<http://www.pensionsmyndigheten.se/FondManadsstatistikArkiv.html>> [Accessed October 17, 2013].
- Pensionsmyndigheten: 2013b, *Orange Rapport. Pensionssystemets Årsredovisning 2012*, *Pensionsmyndigheten*, Stockholm.

- Pensionsmyndigheten: 2013c, *General Terms and Conditions for co-operation between the Swedish Pensions Agency and Fund Managers*, available at: <<http://www.pensionsmyndigheten.se/download/18.21baed1013b2db4d4b0e5a9/General+Terms+and+Conditions+2013-01-01.pdf>> [Accessed December 19, 2012].
- Pensionsmyndigheten: 2014a, *AP7 Akiefond*, available at: <<https://secure.pensionsmyndigheten.se/fundfact/581371.pdf>> [Accessed February 04, 2014].
- Pensionsmyndigheten: 2014b, *Aktuella Belopp 2014*, available at: <<http://secure.pensionsmyndigheten.se/download/18.48e38ecd142391a537ca16c/1384347471998/Aktuella+belopp+2014.pdf>> [Accessed February 04, 2014].
- Perozek, M.: 2008, Using subjective expectations to forecast Longevity: Do respondents know something we don't know?, *Demography* **45**(1), 95-113.
- Persson, M.: 1998, Reforming Social Security in Sweden, in Siebert, H. (ed.), *Redesigning Social Security*, Mohr Siebeck, Tübingen 1998, 169-185.
- Pfarr, C. and Schneider, U.: 2011, Anreizeffekte und Angebotsinduzierung im Rahmen der Riester-Rente: Eine empirische Analyse geschlechts- und sozialisationsbedingter Unterschiede, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* **12**(1), 27-46.
- Piggott, J. and Sane, R.: 2009, Indexing Pensions, *Social Protection Discussion Paper 0925*, The World Bank.
- Pimpertz, J.: 2004, Wie hoch sollten Rentenabschläge bemessen sein?, *Sozialer Fortschritt* **53**(10), 262-267.
- Radl, J.: 2007, Individuelle Determinanten des Renteneintrittsalters. Eine empirische Analyse von Übergängen in den Ruhestand, *Zeitschrift für Soziologie* **36**(1), 43-64.
- Riester, W.: 2012a, Herr Riester, was ist bloß aus Ihrer Rente geworden?, *Handelsblatt*, [online] August 15, 2012, available at: <<http://www.handelsblatt.com/finanzen/vorsorgeversicherung/ratgeber-hintergrund/ex-minister-im-interview-herr-riester-was-ist-bloss-aus-ihrer-rente-geworden/6995732.html>> [Accessed December 19, 2012].
- Riester, W.: 2012b, Die Riester-Rente: Was wollte der Gesetzgeber, wo besteht Änderungsbedarf? Eine Antwort auf die Kritik des DIW, *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* **81**(2), 43-53.
- Riksförsäkringsverket: 2003, *Pensionssystemets Årsredovisning 2002*, available at: <http://www.forsakringskassan.se/wps/wcm/connect/7fa7d414-f238-44ad-b0b5-a1b903f6de4c/orange_rapport_2002.pdf?MOD=AJPERES> [Accessed December 19, 2012].

- Rothschild, C.: 2009, Adverse selection in annuity markets: Evidence from the British Life Annuity Act of 1808, *Journal of Public Economics* **93**, 776-784.
- Rubin, D. B.: 1987, *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*, Wiley, New York 1987.
- Rubin, D. B.: 1996, Multiple Imputation After 18+ Years, *Journal of the American Statistical Association* **91**(434), 473-489.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung: 2003, *Staatsfinanzen konsolidieren – Steuersystem reformieren, Jahresgutachten 2003/04*, Wiesbaden.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung: 2004, *Erfolge im Ausland – Herausforderungen im Inland, Jahresgutachten 2004/05*, Wiesbaden.
- Salm, M.: 2010, Subjective mortality expectations and consumption and saving behaviours among the elderly, *Canadian Journal of Economics* **43**(3), 1040-1057.
- Schmähl, W.: 1975, Das Rentenniveau in der Bundesrepublik, Sozialpolitisches Entscheidungs- und Indikatorensystem für die Bundesrepublik Deutschland, *Schriftenreihe* **6**, Campus Verlag GmbH, Frankfurt/New York.
- Schmidt, M. G.: 2005, *Sozialpolitik in Deutschland: Historische Entwicklung und internationaler Vergleich*, VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden.
- Schneider, S. L.: 2008, The International Standard Classification of Education (ISCED-97). An evaluation of content and criterion validity for 15 European countries, Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (MZES), Mannheim 2008.
- Scholz, J. and Seshadri, A.: 2009, What Replacement Rates Should Households Use?, *Michigan Retirement Research Center Working Paper* **2009-214**.
- Settergren, O.: 2001, The Automatic Balance Mechanism of the Swedish Pension System: A Non-technical Introduction, *Wirtschaftspolitische Blätter* **48**(4), 339-349.
- Settergren, O.: 2006, How Large Will the National Pension Be?, *Nordisk Forsikringstidsskrift* **3**, 230-242.
- Shultz, K. S., Morton, K. R. and Weckerle, J. R.: 1998, The Influence of Push and Pull Factors on Voluntary and Involuntary Early Retirees' Retirement Decision and Adjustment, *Journal of Vocational Behavior* **53**, 45-57.
- Sinn, H.-W.: 2000, Why a Funded Pension System is Useful and Why It Is Not Useful, *International Tax and Public Finance* **7**, 383-410.

- Smith, J.: 2003, Trends and projections in income replacement during retirement, *Journal of Labour Economics* **21**(4), 755-781.
- Smith, V. K., Taylor, D. H. and Sloan, F. A.: 2001, Longevity Expectations and Death: Can People Predict Their Own Demise?, *American Economic Review* **91**(4), 1126-1134.
- Sommer, M.: 2007, Fiskalische Auswirkungen einer Erweiterung des Förderungsrahmens von Riesterrenten, *MEA Discussion Paper* **122-2007**.
- Sozialbeirat: 2010, Gutachten des Sozialbeirats zum Rentenversicherungsbericht 2010, *Bundestagsdrucksache* **17/3900**, Berlin.
- Ståhlberg, A.-C.: 1995, Pension Reform in Sweden, *Scandinavian Journal of Social Welfare* **4**(4), 267-273.
- Statens offentliga utredningar: 1990, *Allmän pension. Huvudbetänkande av pensionsberedningen*, Allmänna Förl., **1990:76**, Stockholm: Fritze.
- Statens offentliga utredningar: 2013, *Åtgärder för ett längre arbetsliv*, **2013:25**, Stockholm:Fritze.
- Statistisches Bundesamt: 2006, *Generationen-Sterbetafel für Deutschland, Modellrechnungen für die Geburtsjahrgänge 1871-2004*, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden 2006.
- Statistisches Bundesamt: 2009, *Bevölkerung Deutschlands bis 2060 – Ergebnisse der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung*, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt: 2013, Zahl der Empfänger von Grundsicherung im Alter 2012 um 6,6% gestiegen, *Pressemitteilung* **356/13**, available at: <https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressemitteilungen/2013/10/PD13_356_221.pdf;jsessionid=AA2D57DA6D2919661257A9B3488B9498.cae2?__blob=publicationFile> [Accessed February 13, 2014].
- Statistiska Centralbyrån: 2013, *Statistisk årsbok för Sverige 2013*, Statistiska Centralbyrån, Stockholm 2013.
- Steffen, B.: 2009, Formation and Updating of Subjective Life Expectancy: Evidence from Germany, *MEA Studies* **08**.
- Steffen, J.: 2002, *Die Anpassung der Renten*, Bremen, available at: <<http://www.portal-sozialpolitik.de/uploads/sopo/pdf/2002/2002-10-00-Die-Anpassung-der-Renten-1959-bis-2002.pdf>> [Accessed January 27, 2013].

- Steuerle, E., Spiro, C. and Carasso, A.: 2000, Measuring Replacement Rates at Retirement, *Policy Briefs: Straight Talk on Social Security and Retirement Policy* **24**.
- Stock, J. H. and Wise, D. A.: 1990a, Pensions, the Option Value of Work, and Retirement, *Econometrica* **58**(5), 1151-1180.
- Stock, J. H. and Wise, D. A.: 1990b, The Pension Inducement to Retire: An Option Value Analysis, in: Wise, D. A. (ed.), *Issues in the Economics of Aging*, University of Chicago Press, Chicago 1990, 205-230.
- Teppa, F.: 2011, Can the Longevity Risk Alleviate the Annuitization Puzzle? Empirical Evidence from Dutch Data, *DNB Working Paper* **302**.
- Ter Laak, J.: 2011, *Does the Swedish premium pension provide the right incentives to its stakeholders?*, Master Thesis, Stockholm School of Economics, available at: <<http://arc.hhs.se/download.aspx?MediumId=1411>> [Accessed December 19, 2012].
- Thaler, R. H. and Shefrin, H. M.: 1981, An Economic Theory of Self-Control, *Journal of Political Economy* **89**(2), 392-406.
- Tiffe, A., Feigl, M., Fritze, J., Götz, V., Grunert, C., Jaroszek, L. and Rohn, I.: 2012, *Ausgestaltung eines Produktinformationsblatts für zertifizierte Altersvorsorge- und Basisrentenverträge. Projekt im Auftrag des Bundesministeriums für Finanzen*, available at: <http://www.bundesfinanzministerium.de/Content/DE/Pressemitteilungen/Finanzpolitik/2012/01/20120112-PM02-Anlage2.pdf?__blob=publicationFile&v=2> [Accessed December 19, 2012].
- Tobin, J.: 1958, Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables, *Econometrica* **26**(1), 24-36.
- Tuchscherer, C.: 2012, Alternative zur bestehenden privaten Altersvorsorge: Das Modell des „Vorsorgekontos“ der Deutschen Rentenversicherung Baden-Württemberg, *Soziale Sicherheit* **61**(10), 330-335.
- Tversky, A. and Kahnemann, D.: 1974, Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases, *Science* **185**(4157), 1124-1131.
- v. Gaudecker, H.-M. and Weber, C.: 2004, Surprises in a growing market niche: an evaluation of the German private life annuities market, *The Geneva Papers on Risk and Insurance* **29**(3), 394-416.
- v. Gaudecker, H.-M. and Weber, C.: 2006, Mandatory Unisex Policies and Annuity Pricing: Quasi-experimental Evidence from Germany, *Discussion Paper University of Mannheim, Sonderforschungsbereich 504* **07-07**.

- Van Soest, A. and Voňková, H.: 2013, How Sensitive are Retirement Decisions to Financial Incentives: A Stated Preference Analysis, *Journal of Applied Econometrics*, DOI: 10.1002/jae.2313.
- Van Solinge, H. and Henkens, K.: 2009, Living longer, working longer? The impact of subjective life expectancy on retirement intentions and behavior, *European Journal of Public Health* **20**(1), 47-51.
- VanDerhei, J.: 2004, Measuring retirement income adequacy, part one: Traditional replacement ratios and results for workers at large companies, *EBRI Notes* **25**(9).
- Wadensjö, E.: 1997, The Welfare Mix in Pension Provisions in Sweden, in: Rein, M. and Wadensjö, E. (eds.), *Enterprise and the Welfare State*, Edward Elgar, Cheltenham 1997, 266-308.
- Wagner, G. G.: 2011, Gut gemeint, aber nicht gut gemacht. Kommentar, *Wochenbericht des DIW Berlin* **78**(47), 24.
- Werding, M.: 2007, Versicherungsmathematisch korrekte Rentenabschläge für die gesetzliche Rentenversicherung, *60. Jahrgang – ifo Schnelldienst* **16**, 19-32.
- Westerheide, P., Feigl, M., Jaroszek, L., Leinert, J. and Tiffe, A.: 2010, *Transparenz von privaten Riester- und Basisrentenprodukten. Projekt im Auftrag des Bundesministeriums für Finanzen*, available at: <<http://ftp.zew.de/pub/zew-docs/gutachten/ZEWAltersvorsorge2010.pdf>> [Accessed December 19, 2012].
- Wilke, C. B.: 2005, Rates of Return of the German PAYG System – How they can be measured and how they will develop, *MEA Discussion Paper* **97-2005**.
- Wilke, C. B.: 2009, German Pension Reform: On Road Towards a Sustainable Multi-Pillar System, in: Rürup, B., *Sozialökonomische Schriften* **34**, Peter Lang, Frankfurt 2009.
- Witte, S.: 2010, Alleinstellungsmerkmale bei Riestertarifen, Teil 2, *Risiko und Vorsorge* **4**, 14-29.
- World Bank: 1994, *Averting the Old Age Crisis. Policies to Protect the Old and Promote Growth*, Oxford University Press, Oxford.
- Wu, S., Stevens, R. and Thorp, S.: 2013, Die young or live long: modeling subjective survival probabilities, *cepar Working Paper* **2013-19**.
- Yaari, M. E.: 1965, Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer, *The Review of Economic Studies* **32**(2), 137-150.

Yang, T.-Y. and Devaney, S.-A.: 2011, Intrinsic rewards of work, future time perspective, the economy in the future and retirement planning, *Journal of Consumer Affairs* **45**(3), 419-444.

Ziegelmeyer, M.: 2013, Illuminate the unknown: evaluation of imputation procedures based on the SAVE survey, *Advances in Statistical Analysis* **97**(1), 49-76.

Zimmermann, T.: 2012, Yes, we can... Die Deutsche Rentenversicherung könnte auch ein kapitalgedecktes Vorsorgeprodukt anbieten, *Soziale Sicherheit* **61**(10), 325-329.