## CHRISTIAN PFARR

## PRIVATE ALTERSVORSORGE IN DEUTSCHLAND

-

Empirische Analyse der Einflussfaktoren für private Altersvorsorge am Beispiel der Riester-Rente

Diplomarbeit im Studiengang Volkswirtschaftslehre, betreut durch PD Dr. Udo Schneider und Prof. Dr. Volker Ulrich.

Universität Bayreuth, Rechts- und Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Lehrstuhl VWL III, insb. Finanzwissenschaft.

Abstract

#### Abstract

Mit Einführung der Riester-Rente im Jahr 2001 wurde in Deutschland der Weg in eine private, staatlich geförderte Altersvorsorge geebnet. Die Determinanten, die den Abschluss einer Riester-Rente beeinflussen, sind allerding nur rudimentär erforscht. In der vorliegenden Arbeit wurde mit Daten des Sozioökonomischen Panels zunächst die Zufriedenheit mit den sozialen Sicherungssystemen und die Bereitschaft für private Altersvorsorge mittels Ordered Probit Modellen für das Jahr 2002 analysiert. Es zeigt sich, dass besonders diejenigen, die bereits für das Alter vorsorgen, auch einer staatlich geförderten Riester-Rente eher zu geneigt sind als solche, die sich mit diesem Themenfeld bisher nicht beschäftigt haben. In einem zweiten Schritt wurde für die Jahre 2004, 2006 und 2007 in einer Panelanalyse die Wahrscheinlichkeit für den Besitz einer Riester-Rente empirische überprüft. Die Ergebnisse zeigen, dass besonders Frauen, Ostdeutsche und Personen, bei denen Kinder unter 16 Jahren im Haushalt leben, besonders von der Riester-Rente angesprochen werden. Es wird aber auch für die Analyse der Riester-Rente deutlich, dass Mitnahmeeffekte eine bedeutende Rolle spielen.

Schlagwörter: Riester-Rente, Demografie, Gesetzliche Rentenversicherung, Probit.

In 2001, the voluntary Riester pension scheme was implemented in Germany. Financial subsidies should incentivize people to increase their private pension savings. Until now, there is only little research on the determinants that really influence people to sign a Riester-contract. First, in this paper the readiness to invest in private savings is analyzed using data of 2002 from the German socio-economic Panel. The results show a greater willingness of those who already have life insurance or other public, subsidied savings. In a second step, the key determinants in the choice of a Riester-pension were analyzed for the years 2004, 2006 and 2007. We find greater participation of women, East Germans and those who have children aged under sixteen. However, it becomes also clear that free-riding is a unsolved problem for the Riester-pension scheme.

Keywords: Riester-Pension, demographic change, retirement savings, panel probit.

JEL Classification: D12, H31, I38.

#### Christian Pfarr

studierte an der Universität Bayreuth Volkswirtschaftslehre (Diplom) und beschäftigte sich während seines Studium vertieft mit Fragen der Finanzwissenschaft, Sozialpolitik und Methoden der Quantitativen Wirtschaftsforschung. Im Herbst 2009 begann er seine Promotion im Rahmen des DFG Projektes "Redistribution in Germany. Evidence and Guidance in an international Context" am Lehrstuhl Volkswirtschaftslehre III, Prof. Dr. Volker Ulrich, Universität Bayreuth.

<u>Inhaltsverzeichnis</u> <u>III</u>

# Inhaltsverzeichnis

$\mathbf{A}$	bbildungs	verzeichnis	V
Ta	abellenver	zeichnis	VI
1	Einleitu	ıng	1
2	Alterss	icherung und demografischer Wandel in Deutschland	3
	2.1 Dr	ei-Säulen-Modell der Alterssicherung	3
	2.1.1	Gesetzliche Rentenversicherung	3
	2.1.2	Betriebliche Altersvorsorge	
	2.1.3	Private Altersvorsorge	7
	2.2 De	mografische Entwicklung	8
	2.2.1	Geburtenrückgang und Anstieg der Lebenserwartung	8
	2.2.2	Folgen für die Gesetzliche Rentenversicherung	10
	2.2.3	Notwendigkeit privater Vorsorge	12
3	Theorie	e der Alterssicherung und Bedeutung privater Vorsorge	13
	3.1 Ge	nerationenvertrag in einer alternden Bevölkerung	13
	3.1.1	Grundprinzip des Umlageverfahrens	14
	3.1.2	Umlage- vs. Kapitaldeckungsverfahren	16
	3.1.3	Teilkapitaldeckung als Lösung	17
	3.2 Pri	vate Altersvorsorge – Riester-Rente als Teilkapitaldeckung	19
	3.2.1	Grundgedanke, Förderberechtigte und Aufbau der Riester-Rente	19
	3.2.2	Entwicklung und Probleme der Riester-Rente	23
	3.2.3	Statistiken zur Riester-Rente	25
	3.2.4	Erhöhung der Spartätigkeit oder Mitnahmeeffekt?	27

<u>Inhaltsverzeichnis</u> <u>IV</u>

4	Empiri	sche Analyse der Determinanten der Riester-Rente	29
۷	4.1 Ei	nstellung zur privaten Altersvorsorge – Querschnittsanalyse	29
	4.1.1	Daten und Hypothesen	29
	4.1.2	Schätzverfahren: Ordered Probit	37
	4.1.3	Ergebnisse	41
۷	4.2 En	stscheidung für die Riester-Rente – Panelanalyse	46
	4.2.1	Vor- und Nachteile von Panelverfahren – verwendete Schätzme	thode47
	4.2.2	Daten und Hypothesen	50
	4.2.3	Ergebnisse	58
5	Schluss	sbetrachtung und Politikimplikationen	70
Lit	eraturve	rzeichnis	72

<u>Abbildungsverzeichnis</u> <u>V</u>

# Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Lebensunterhalt mit gesetzlicher Rente	1
Abbildung 2: Bevölkerung zum 31.12.2007 und 2050	9
Abbildung 3: Rentenniveau und Rentenlücke	12
Abbildung 4: Kapitaldeckungs- vs. Umlageverfahren	17
Abbildung 5: Entwicklung der Riester-Rente	24
Abbildung 6: Einkommensstruktur der Zulagenempfänger	26
Abbildung 7: Ordered Probit Schätzung – abhängige Variablen	31
Abbildung 8: Zusammenhang zwischen Riester und Alter	59

<u>Tabellenverzeichnis</u> VI

# **Tabellenverzeichnis**

Tabelle 1: Alten-, Jugend- und Gesamtquotient	10
Tabelle 2: Riester-Zulagen	21
Tabelle 3: Beispiele für Riester-Förderung	22
Tabelle 4: Querschnittsanalyse – Variablenbeschreibung	32
Tabelle 5: Querschnittsanalyse – Deskriptive Statistik	36
Tabelle 6: Ergebnisse Querschnittschätzung	42
Tabelle 7: Panelanalyse – Variablenbeschreibung	53
Tabelle 8: Panelanalyse – Deskriptive Statistik	55
Tabelle 9: Panelanalyse – Schätzergebnisse Gesamtstichprobe	61
Tabelle 10: Panelanalyse – Schätzergebnisse für Unterstichproben	65

Einleitung 1

## 1 Einleitung

Seit Einführung der Riester-Rente in Deutschland entwickelte sich das Thema der privaten Altersvorsorge zum Dauerbrenner in der öffentlichen Diskussion, in Medien und wissenschaftlichen Arbeiten. Im Bewusstsein der Bevölkerung hat sich die Tatsache, dass der Lebensstandard im Ruhestand allein mit gesetzlicher Rente nicht zu halten sein wird, bereits manifestiert. Im Jahr 2002 gaben immerhin ca. 80 % der Menschen die vom Sozioökonomischen Panel des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung befragt wurden an, ihren Lebensunterhalt im Alter weniger gut bis sehr schlecht mit der gesetzlichen Rente bestreiten zu können (siehe Abbildung 1).

50% 44,0% 40% 30% 24,5% 18,6% 20% 12,3% 10% 0.6% 0% sehr gut weniger gut schlecht sehr gut schlecht

Abbildung 1: Lebensunterhalt mit gesetzlicher Rente

Quelle: Eigene Darstellung; Daten wurden dem Sozioökonomischen Panel entnommen.

Die demografische Entwicklung und das Umlageverfahren als System der Gesetzlichen Rentenversicherung stellen große Herausforderungen an die politischen Entscheidungsträger. Um sowohl die Finanzierbarkeit des Rentensystems als auch die Absicherung der Versicherten im Alter zu gewährleisten, wurden fortlaufend neue Reformen der Rentenversicherung verabschiedet. Mit der Rentenreform 2001 wurde die Stärkung der privaten und betrieblichen Altersvorsorge beschlossen und ein Begriff geprägt, der stellvertretend für die private Alterssicherung in Deutschland steht: die Riester-Rente. Seit 2002 existiert die vom Staat mit finanziellen Mitteln geförderte Form der Altersvorsorge. Allerdings zeigte sich zu Beginn lediglich eine geringe Nachfrage nach Riester-Renten als private Altersvorsorge. Erst nach einer deutlichen Vereinfachung der Antragsverfahren zur Förderung im Jahr 2005 entwickelte sich eine bis heute anhaltende Dynamik beim Abschluss Riester geförderter Altersvorsorgeprodukte.

Einleitung 2

Vor diesem Hintergrund ist es Ziel der Arbeit, wesentliche Determinanten für den Abschluss einer Riester-Rente herauszuarbeiten. Im Einzelnen soll in Kapitel zwei das System der Alterssicherung in Deutschland behandelt werden. Dabei wird der demografischen Entwicklung und deren Bedeutung für das System der Rentenversicherung gesondert Rechnung getragen.

Nachdem in Kapitel drei wesentliche Grundzüge des Generationenvertrags mit dem deutschen System der umlagefinanzierten Rente dargestellt und die begrenzten Möglichkeiten eines Übergangs auf das Kapitaldeckungsverfahren diskutiert wurden, soll im Weiteren auf die private kapitalgedeckte Zusatzvorsorge abgestellt werden. Anhand von Beispielen werden Grundgedanke, Aufbau und Förderung der Riester-Rente herausgearbeitet. Das dritte Kapitel schließt mit einer Analyse der Auswirkungen der Riester-Rente. Im Einzelnen werden das Sparverhalten von Geringverdienern und eventuell auftretende Verdrängungseffekte auf alternative Altersvorsorgeformen näher betrachtet. Die Wirkung der Zulagenförderung auf die privaten Haushalte sowie die fiskalischen Auswirkungen der Riester-Förderung beschließen Kapitel drei.

Das vierte Kapitel umfasst eine empirische Überprüfung der Einstellung zur privaten Altersvorsorge sowie der Bestimmungsfaktoren, die für den Abschluss einer Riester-Rente sprechen. Anhand von Daten des Sozioökonomischen Panels des deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung soll zunächst mittels Querschnittsdaten für das Jahr 2002 die Zufriedenheit mit dem sozialen Sicherungssystem in Deutschland eruiert werden. Im Mittelpunkt der Analyse stehen die Bedeutung staatlicher Zuschüsse sowie die generelle Bereitschaft zu privater Altersvorsorge. Im Anschluss wird mit Daten für den Zeitraum 2004 bis 2007 die Wahrscheinlichkeit für den Abschluss eines Riester-Vertrages in einer Panelanalyse empirisch überprüft. Dabei werden die Vorteile der Panelanalyse qualitativ abhängiger Variablen mittels einer Random-effects-Probit-Schätzung dargelegt. Eine umfassende Datenbeschreibung sowie die Erarbeitung zu überprüfender Hypothesen bilden die Grundlage für eine ausführliche Diskussion der Schätzergebnisse. Dabei wird zu überprüfen sein, ob sich die Determinanten hinsichtlich Geschlecht, Bundesgebiet und Familienstand unterscheiden.

Abschließend sollen die Ergebnisse in einer zusammenfassenden Schlussbetrachtung diskutiert und Implikationen für die politische Umsetzung einer gezielten Förderung der privaten Altersvorsorge abgeleitet werden.

## 2 Alterssicherung und demografischer Wandel in Deutschland

### 2.1 Drei-Säulen-Modell der Alterssicherung

Den Gedanken, Menschen in ihrer Nacherwerbsphase durch die Zahlung einer Altersrente den Lebensstandard zu erhalten, geht auf die Zeit Kaiser Wilhelms I zurück. Der damalige Reichskanzler Otto von Bismarck entwickelte die erste formale Sozialgesetzgebung und damit das erste Rentensystem der Welt (vgl. Börsch-Supan und Wilke 2004, S. 1; Ehrentraud 2006, S. 23). Heute wird die Alterssicherung zu den fünf Säulen der sozialen Sicherung in Deutschland gezählt. Im Grunde handelt es sich bei der Alterssicherung um eine einfache intertemporale Umverteilung. Dabei wird Einkommen während der Erwerbsphase in die Nacherwerbsphase transferiert, um den Lebensunterhalt im Ruhestand bestreiten zu können (vgl. Ehrentraud 2006, S. 24). Die Alterssicherung in Deutschland besteht heute aus drei unabhängigen Säulen, die sich hinsichtlich der Organisation und Finanzierung erheblich unterscheiden (vgl. Ott 2003, S. 521). Im Allgemeinen handelt es sich um gesetzliche, betriebliche und private Alterssicherung.<sup>2</sup>

## 2.1.1 Gesetzliche Rentenversicherung

Die Gesetzliche Rentenversicherung (GRV) stellt heute die wichtigste Institution der Alterssicherung dar, in der ca. 80 % der Erwerbspersonen versichert sind (vgl. Brümmerhoff 2007, S. 327; Ott 2003, S. 522).<sup>3</sup> Gleichzeitig beziehen ca. 89 % der über 65-Jährigen eine Rente aus der GRV, die damit den bedeutungsvollsten Faktor für den Lohnersatz im Ruhestand bildet (vgl. BMAS 2008a, S. 12).

Das gesetzliche Regelsystem setzt an der Erwerbstätigkeit an und ist als Pflichtversicherung für nahezu alle Erwerbstätigen sowie Personen, die Lohnersatzleistungen erhalten, ausgestaltet.<sup>4</sup> Versicherte sind demnach zur Zahlung von Beiträgen<sup>5</sup> verpflichtet, die als fester Prozentsatz vom beitragspflichtigen Arbeitseinkommen erhoben werden, wobei

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Unter sozialer Sicherung definiert Ehrentraut (2006, S. 23) alle Sozialleistungen des Staates sowie deren rechtliche Grundlagen.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Die Einteilung in gesetzliche, betriebliche bzw. private Alterssicherung wird auch als das Drei-Säulen-Modell der Alterssicherung bezeichnet. Schmähl (1998, S. 61) nimmt eine Gliederung in Regel-Sicherungssystem (Gesetzliche Rentenversicherung), ergänzende Systeme der betrieblichen sowie Zusatzsysteme der privaten Altersvorsorge vor.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Seit 2005 ist die Deutsche Rentenversicherung Träger der Rentenversicherung für Arbeiter und Angestellte (vgl. Lampert und Althammer 2007, S. 321). Grundlage der GRV bildet das Sechste Buch des Sozialgesetzbuches (SGB VI).

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Für eine genaue Beschreibung des versicherungspflichtigen Personenkreises siehe §§ 1-3 SGB VI, Brümmerhoff (2007, S. 327) sowie zu einer ausführlichen Darstellung der Träger und Organisation der GRV Schmähl (1998, S. 62f.), Börsch-Supan und Wilke (2004, S. 5f.) und Löbbert (2007, S. 45f.). Zu einer Abgrenzung von aktiv und passiv Versicherten vergleiche BMAS (2008a, S. 29).

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Der Beitragssatz zur GRV liegt zur Zeit bei 19,9 % (Deutsche Rentenversicherung 2008, S. 11).

die Beitragsbemessungsgrenze als Obergrenze fungiert. Arbeitgeber und Arbeitnehmer teilen sich in Deutschland paritätisch die Beitragsentrichtung an die GRV (vgl. Brümmerhoff 2007, S. 327). Die Finanzierung der GRV verläuft über das Umlageverfahren<sup>6</sup>, wobei die Beiträge der heute Erwerbstätigen zur GRV gleichzeitig die gesetzlich festgesetzten Rentenzahlungen an die aktuelle Rentnergeneration darstellen sowie eigene Ansprüche gegen folgende Generationen begründen (vgl. Brümmerhoff 2007, S. 336).<sup>7</sup> Im Jahr 2008 betrugen die Gesamteinnahmen der GRV 237,3 Mrd. €, wovon ca. 73 % auf Beiträge und ca. 26 % auf Bundeszuschüsse entfielen (vgl. SVR 2008, S. 337).<sup>8</sup> Den größten Ausgabenfaktor stellen mit ca. 87 % der Gesamtausgaben<sup>9</sup> (ca. 233,5 Mrd. €) die Rentenzahlungen dar, die im Jahr 2008 mit 203,1 Mrd. € beziffert wurden (vgl. SVR 2008, S. 337).<sup>10</sup>

Rentenzahlungen werden bei Eintreten des Sicherungstatbestandes an den Versicherungsnehmer geleistet. Zu unterscheiden sind drei Formen der Zahlungen: Altersrente, Hinterbliebenenrente (Witwen- und Waisenrente) sowie Erwerbsminderungsrente (vgl. Börsch-Supan und Wilke 2004, S. 11-19). Wie hoch die Rente im jeweiligen Einzelfall ausfällt, hängt von der Dauer sowie der Höhe der individuellen Beitragszahlungen ab und wird als Teilhabeäquivalenz bezeichnet. Das bedeutet, dass derjenige, der mehr Beiträge in die GRV eingezahlt hat, im Ruhestand auch mit einer höheren Rente rechnen darf (vgl. Blankart 2008, S. 386). Demnach berechnet sich die monatliche Rente wie folgt (vgl. Lampert und Althammer 2007, S. 313-315; SVR 2008, S. 367):<sup>11</sup>

$$Monatsrente = EP*ZF*RF*aRW$$
 (2.1)

Die individuelle monatliche Rente bestimmt sich anhand der erworbenen Entgeltpunkte (EP)<sup>12</sup>, die sich aus der Dauer der Beitragsleistung sowie dem Verhältnis des Einkommens des Versicherten zum Durchschnittseinkommen aller Versicherten ergeben. Diese

<sup>7</sup> Man spricht in diesem Zusammenhang auch von einem impliziten Generationenvertrag; vergleiche hierzu Brümmerhoff (2007, S. 336).

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Zu einer ausführlicheren Darstellung siehe Kapitel 3.1.1.

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Weitere Einnahmequellen neben Beiträgen und Bundeszuschüssen stellen Vermögenserträge, Erstattungen und sonstige Einnahmen dar (vgl. BMAS 2008a, S. 31). Zu unterscheiden sind bei den Bundeszuschüssen vier verschiedene Teilzuschüsse. Näheres regelt § 213 SGB VI.

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> Zu den weiteren Ausgaben der GRV zählen u. a. Ausgaben für die Krankenversicherung der Rentner. Eine detaillierten Auflistung der Ausgabenpositionen findet sich bei Deutsche Rentenversicherung (2008, S. 20).

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> Damit ergibt sich für das Jahr 2008 ein Überschuss von ca. 0,97 Monatsausgaben (vgl. SVR 2008, S. 358). Diese sogenannte Nachhaltigkeitsrücklage wird zum Ausgleich von Schwankungen über die jährlichen Beitragseinnahmen gehalten und darf im Höchstfall 1,5 Monatsausgaben betragen, ehe per Gesetz eine Beitragssatzsenkung verpflichtend wird (vgl. BMAS 2008a, S. 31).

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> Zur Nachverfolgung der Rentenberechnung siehe auch Bäcker et al. (2008, S. 415-422).

<sup>&</sup>lt;sup>12</sup> Es besteht ferner die Möglichkeit zusätzliche Entgeltpunkte über Kindererziehung bzw. Pflegezeiten zu erwerben. Es existieren zudem unterschiedliche Berechnungen für Ost- und Westdeutschland (vgl. SVR 2008, S. 367).

werden multipliziert mit dem Zugangsfaktor (ZF), der bei einem Renteneintritt mit 65 Jahren bei eins liegt<sup>13</sup>, dem Rentenartfaktor (RF), der für Hinterbliebenenrente kleiner eins ist sowie dem aktuellen Rentenwert (aRW), über den die Renten mit der Entwicklung der Einkommen verbunden werden. 14 Der aktuelle Rentenwert ist wesentlicher Gegenstand vieler bisheriger Reformen, da über ihn das Rentenniveau, d. h. die Höhe der Rente im Vergleich zu den Löhnen, festgelegt wird. 15 So wurde mit der Rentenreform 2001 die "Riester-Treppe" bei der Berechnung des aRW eingeführt. Mit dieser soll eine Abschwächung der Rentenentwicklung erreicht werden, da sich mit einer ausgedehnten staatlichen Förderung der Riester-Rente sonst ein höheres Rentenniveau ergeben hätte (vgl. Löbbert 2007, S. 54; Ehrentraud 2006, S. 40; Deutsche Bundesbank 2008, S. 58). 16 Zudem wurde mit der Rentenreform 2004 ein Nachhaltigkeitsfaktor in die Berechnung des aRW eingeführt, der die Veränderung des Rentnerquotienten (Verhältnis von Rentenbeziehern zu Beitragszahlern) bei der Rentenanpassung berücksichtigt. Das bedeutet, dass bei einem Anstieg von Rentnern im Verhältnis zu Beitragszahlern der aRW sinkt. Im Jahr 2005 beschloss die Bundesregierung ferner den Übergang auf eine vollständig nachgelagerte Besteuerung der Renten. 17 Um der zunehmend höheren Lebenserwartung Rechnung zu tragen, wurde 2007 eine graduelle Anhebung des gesetzlichen Renteneintrittsalters von 65 auf 67 Jahren beschlossen. 18

Die beschriebenen Maßnahmen werden ein Absinken des aktuellen Rentenniveaus bewirken. Gleichzeitig wurde der Anstieg des Beitragssatzes auf 20 % bis zum Jahr 2020 und 22 % bis zum Jahr 2030 begrenzt (vgl. Börsch-Supan und Wilke 2004, S. 29). Insgesamt wurden im System der Gesetzlichen Rentenversicherung viele wichtige Maßnahmen auf Kosten deutlicher Leistungskürzungen umgesetzt, um so das System

<sup>&</sup>lt;sup>13</sup> Bei einem späteren Renteneintritt wird ein Zuschlag von 0,5 % pro Monat berechnet. Bei einem früheren Renteneintritt (als die Regelaltersgrenze) ein Abschlag von 0,3 % pro Monat verrechnet (vgl. Ott 2003, S. 523).

 $<sup>^{14}</sup>$  Für Westdeutschland betrug zum 1. Juli 2008 der aRW 26,56 €; für Ostdeutschland 23,34 €. Für eine ausführliche Berechnung des aktuellen Rentenwertes vergleiche SVR (2008, S. 362-364).

<sup>&</sup>lt;sup>15</sup> Mit der Reform 2001 orientiert sich die Berechnung des aRW an den Bruttolöhnen, da ein Rentenanstieg in Folge der Einkommensteuerreform 2000 vermieden werden sollte (vgl. Löbbert 2007, S. 53).

<sup>&</sup>lt;sup>16</sup> Die "Riester-Treppe" (Altersvorsorgeanteil) wird jährlich stufenweise um 0,5 %-Punkte angehoben und bewirkt so lediglich eine geringfügige Abschwächung der Rentenanpassung (vgl. Deutsche Bundesbank 2008, S. 58). Mit dem Gesetz zur Rentenanpassung 2008 wurde die jährliche Anhebung des Altersvorsorgeanteils für die Jahre 2008 und 2009 ausgesetzt. Die Anhebung der ausgesetzten Schritte soll in den Jahren 2012 und 2013 nachgeholt werden (vgl. SVR 2008, S. 361; Deutsche Bundesbank 2008, S. 67).

<sup>&</sup>lt;sup>17</sup> Eine vollständig nachgelagerte Besteuerung der Renten wird erst nach einer Übergangsphase im Jahr 2040 erreicht werden (vgl. Löbbert 2007, S. 54).

<sup>&</sup>lt;sup>18</sup> Die Anhebung des Rentenalters erfolgt schrittweise ab 2012 jeweils jährlich um einen Monat. Im Jahr 2029 soll der Renteneintritt ab dem 67. Lebensjahr die Regelaltersgrenze beschreiben (vgl. Deutsche Bundesbank 2008, S. 58f.).

<sup>&</sup>lt;sup>19</sup> Zu einer ausführlichen Diskussion der bisherigen Reformen in der Gesetzlichen Rentenversicherung siehe Lampert und Althammer (2007, S. 326-328), Börsch-Supan und Wilke (2004, S. 27-30) und Löbbert (2007, S. 52-59).

nachhaltig stabilisieren zu können (vgl. SVR 2008, S. 355). Die Riester-Reform (Rentenreform 2001) ebnete zudem den Weg in eine zusätzliche, freiwillige, kapitalgedeckte Altersvorsorge durch staatliche Förderung. Dies stärkt somit die zweite und dritte Säule der Alterssicherung.

## 2.1.2 Betriebliche Altersvorsorge

Die betriebliche Altersvorsorge hat – wie die Gesetzliche Rentenversicherung – eine lange Tradition. Bereits Mitte des 19. Jahrhunderts begannen erste Unternehmen ihrer Belegschaft im Alter, zur Sicherung der Existenz, Betriebsrente zu zahlen (vgl. Ehrentraud 2006, S. 31). 20 Seit 2002 wird die betriebliche Altersvorsorge (bAV) 21 über Zulagen und Steuervorteile staatlich gefördert. Dies ermöglicht jedem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten bis zu 4 % der Beitragsbemessungsgrenze<sup>22</sup> der GRV steuerund sozialabgabenfrei in eine bAV zu investieren (vgl. Deutsche Bundesbank 2008, S. 64). Dabei stellt die betriebliche Altersvorsorge eine über den Arbeitgeber abgeschlossene Zusatzversorgung zur Absicherung der Ruhestandsphase dar und wird, entgegen der Finanzierung in der GRV, im Kapitaldeckungsverfahren organisiert (vgl. Hubrich und Tivig 2006, S. 25).<sup>23</sup> Grundsätzlich handelt es sich dabei um eine freiwillige Vorsorge, d. h., der Arbeitnehmer hat keinen Anspruch auf eine Betriebsrente. Allerdings haben seit 2002 alle Arbeitnehmer einen gesetzlichen Anspruch auf Entgeltumwandlung<sup>24</sup> künftiger Bezüge (vgl. Ehrentraud 2006, S. 81).<sup>25</sup> Ende 2007 besaßen 17,5 Mio. sozialversicherungspflichtig Beschäftigte eine Anwartschaft auf Betriebsrente. Damit verfügen heute ca. 64 % der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer über einen Anspruch auf Betriebsrente oder öffentliche Zusatzversorgung (vgl. BMAS 2008a,

<sup>&</sup>lt;sup>20</sup> Zu den ersten Unternehmen zählten Krupp & Henschel, Siemens und BASF. Heute umfasst die betriebliche Altersvorsorge auch die Zusatzversorgung der Arbeiter und Angestellten im öffentlichen Dienst (ZöD) (vgl. Ehrentraud 2006, S. 31).

<sup>&</sup>lt;sup>21</sup> Maßgeblich sind die Regelungen des Betriebsrentengesetzes (vgl. BetrAVG).

<sup>&</sup>lt;sup>22</sup> Also  $2.544 \in$  pro Jahr (ergibt sich aus  $63.600 \in *4\%$ ).

<sup>&</sup>lt;sup>23</sup> Eine betriebliche Altersvorsorge liegt vor, wenn "einem Arbeitnehmer Leistungen der Alters-, Invaliditäts- oder Hinterbliebenenversorgung aus Anlass seines Arbeitsverhältnisses vom Arbeitgeber zugesagt" werden (§ 1 Abs. 1 BetrAVG).

<sup>&</sup>lt;sup>24</sup> Entgeltumwandlung bedeutet, dass "künftige Entgeltansprüche in eine wertgleiche Anwartschaft auf Versorgungsleistungen umgewandelt werden" (§ 1 Abs. 2 S. 3 BetrAVG). Neben der Entgeltumwandlung existieren die beitragsorientierten Leistungszusagen, bei denen sich der Arbeitgeber verpflichtet, bestimmte Beträge in eine Anwartschaft auf Alters-, Invaliditäts- oder Hinterbliebenenversorgung umzuwandeln. Des Weiteren besteht die Möglichkeit der Leistungszusage, bei der sich der Arbeitgeber zu einer Leistung in bestimmter Höhe verpflichtet (vgl. § 1 Abs.2 Nr.1 - § 1 Abs.2 Nr.3 BetrAVG).

<sup>&</sup>lt;sup>25</sup> Es bestehen zudem fünf verschiedene Durchführungswege: Direktzusage, Unterstützungskasse, Direktversicherung, Pensionskasse und Pensionsfonds (vgl. Ehrentraud 2006, S. 81-84). Eine ausführliche Diskussion der verschiedenen Formen der bAV findet sich auch bei Bäcker et al. (2008, S. 448-453), Förster (1998, S. 204-207) sowie Hubrich und Tivig (2006, S. 32-37).

S. 19).<sup>26</sup> In Anbetracht des abnehmenden Versorgungsgrades durch die GRV dürfte daher die bAV für zukünftige Rentnergenerationen deutlich an Bedeutung gewinnen (vgl. Börsch-Supan und Wilke 2006, S. 66). Für Arbeitnehmer ergeben sich diverse Vorteile einer betrieblich durchgeführten Altersvorsorge im Vergleich zu einer privaten. Zum einen liegt der Verwaltungsaufwand beim Arbeitgeber. Durch Gruppenabschlüsse über das Unternehmen können bessere Konditionen und damit ein besseres Preis-Leistungs-Verhältnis gegenüber dem Versicherer erreicht werden. Andererseits erklären sich immer häufiger Arbeitgeber dazu bereit, den Arbeitnehmer mit eigenen Zahlungen beim Aufbau einer Altersvorsorge zu unterstützen (vgl. Ehrentraud 2006, S. 34).

#### 2.1.3 Private Altersvorsorge

Die private Altersvorsorge (pAV) ist seit Langem Bestandteil der Altersvorsorge und bildet die dritte Säule im System der Alterssicherung. Im Allgemeinen definiert Ehrentraud (2006, S. 34) unter pAV jegliche Form der privaten Vorsorge, mit dem Ziel im Alter Einkünfte zu generieren.<sup>27</sup> Zu unterscheiden sind dabei drei Anlageformen: Versicherungsprodukte (Lebensversicherung), Kapitalmarktprodukte (Aktien, Anleihen oder Fonds) und Immobilien. Das Eigenheim nimmt für die Altersvorsorge eine besondere Rolle ein und unterlag schon früher einer staatlichen Förderung durch Wohnungsbauprämie und Eigenheimzulage. Immobilien weisen den Charakter einer Altersvorsorge dadurch auf, da sie zum einen Mietersparnisse im Alter ermöglichen, Mieteinnahmen generieren oder durch Veräußerung zu zusätzlichen Einkünften führen (vgl. Börsch-Supan und Wilke 2006, S. 69). Mit dem Altersvermögensgesetz wurde 2001 die staatliche Förderung der privaten Altersvorsorge durch die so genannte Riester-Rente eingeführt und mit dem Eigenheimrentengesetz im Juni 2008 die verbesserte Einbeziehung von selbstgenutzten Wohnimmobilien in die Riester-Förderung beschlossen (vgl. BMAS 2008a, S. 8). <sup>28</sup> Angesichts der demografischen Entwicklung und deren Bedeutung für die Gesetzliche Rentenversicherung dürfte somit auch die private Altersvorsorge für künftige Generationen zu einer wichtigen Einnahmequelle im Ruhestand werden.

<sup>&</sup>lt;sup>26</sup> Der Anteil von Beschäftigten in der Privatwirtschaft mit einer Anwartschaft auf Betriebsrente beläuft sich dabei auf 12,5 Mio. (vgl. BMAS 2008a, S. 19).

<sup>&</sup>lt;sup>27</sup> Im engeren Sinne versteht man unter pAV Altersvorsorgeprodukte, die eine dauerhafte Leistung bis an das Lebensende aus dem angesparten Vermögen garantieren und das Risiko der Erwerbsunfähigkeit erfassen sowie eine Hinterbliebenenversorgung im Todesfall gewährleisten (vgl. Ehrentraud 2006, S. 35).

<sup>&</sup>lt;sup>28</sup> Eine ausführliche Darstellung von Aufbau, Funktionsweise und Förderung der Riester-Rente findet sich in Kapitel 3.2.1 und soll an dieser Stelle nicht weiter vertieft werden. Das Gesetz zur verbesserten Einbeziehung der selbstgenutzten Wohnimmobilie in die geförderte Altersvorsorge (Eigenheimrentengesetz vom 29.07.2008) beinhaltet als Kernelemente die Förderung von Tilgungsfreibeträgen für Baukredite und die Entnahmemöglichkeit von steuerlich gefördertem Altersvorsorgekapital zur Bildung selbstgenutzten Wohneigentums (vgl. BMAS 2008a, S. 8). In den Medien wurde der Begriff "Wohn-Riester" geprägt.

#### 2.2 Demografische Entwicklung

Für die umlagefinanzierte gesetzliche Rente ist es entscheidend, wie sich die Bevölkerungsstruktur und damit das Verhältnis von Erwerbstätigen zu Nichterwerbstätigen zukünftig entwickeln wird. Dabei beeinflussen *Geburtenrate*, *Sterberate* bzw. *Lebenserwartung* und die Höhe der *Migration* die zukünftige Bevölkerungsstruktur (vgl. Dickmann 2005, S. 13; Löbbert 2007, S. 5). Insbesondere der Migration ist es zuzuschreiben, dass trotz eines Geburtendefizits<sup>29</sup>, die Bevölkerung Deutschlands bisher gewachsen ist (vgl. Statistisches Bundesamt 2006, S. 13). Gleichzeitig ist die Ein- und Auswanderung der am schwierigsten vorhersehbare Faktor für die Einflussgrößen der künftigen Gesellschaftsstruktur (vgl. Dickmann 2005, S. 20).<sup>30</sup>

#### 2.2.1 Geburtenrückgang und Anstieg der Lebenserwartung

Der Geburtenrate wird im demografischen Wandel der größte Einfluss auf die Bevölkerungszahl zugeschrieben.<sup>31</sup> Seit 1970 kam es zu einem Rückgang der Geburten von 2,5 ("Babyboom" der 1960er Jahre) auf aktuell 1,4 Kinder je Frau (vgl. Breyer und Buchholz 2009, S. 294; Löbbert 2007, S. 6).<sup>32</sup> Um eine konstante Bevölkerung zu erreichen, wäre eine Geburtenziffer von 2,1 Kindern pro Frau notwendig.<sup>33</sup> Somit werden aktuell ca. 33 % zu wenige Kinder geboren, um ein bestandserhaltendes Niveau sicherzustellen. Zudem ist seit 2003 ein Rückgang der Bevölkerungszahl in Deutschland zu verzeichnen, da das Geburtendefizit nicht mehr durch eine höhere Migration kompensiert wird. Bei einer anhaltenden demografischen Entwicklung wird sich die Zahl der Einwohner in Deutschland somit bis zum Jahr 2050 auf 69 bis 74 Mio. verringern.<sup>34</sup>

<sup>&</sup>lt;sup>29</sup> Unter Geburtendefizit versteht man eine höhere Zahl Gestorbener als Neugeborener in einem Jahr.

<sup>&</sup>lt;sup>30</sup> Eine ausführliche Diskussion zum Thema Migration findet sich bei Dickmann (2005, S. 20-22) und Statistisches Bundesamt (2006, S. 44-49). Im weiteren Verlauf der Arbeit wird eine Einschränkung auf die Größen *Geburtenrate* und *Lebenserwartung* vorgenommen.

<sup>&</sup>lt;sup>31</sup> In der Literatur wird häufig vom doppelten Alterungsprozess (Double Aging) gesprochen. Darunter versteht man zum einen den starken Geburtenrückgang und zum anderen den Anstieg der Lebenserwartung (vgl. Löbbert 2007, S. 5).

<sup>&</sup>lt;sup>32</sup> Die Geburtenentwicklung verlief in den alten und neuen Bundesländern unterschiedlich. Seit 2000 schwankt die Geburtenrate allerdings stabil um 1,4 Kinder je Frau. Eine ausführlichere Darstellung findet sich in Statistisches Bundesamt (2006, S. 27). In den Jahren 2007 und 2008 konnten jetzt zum ersten Mal seit zehn Jahren wieder leicht steigende Geburtenraten in Deutschland registriert werden (BMAS 2009b, S. 15; vgl. BMFSFJ 2009, S. 13).

<sup>&</sup>lt;sup>33</sup> Eine Geburtenziffer von 2,1 Kinder je Frau ist notwendig, da zum einen mehr Jungen als Mädchen geboren werden und zum anderen ein Teil der Kinder vor Erreichen des gebärfähigen Alters sterben (vgl. Dickmann 2005, S. 15).

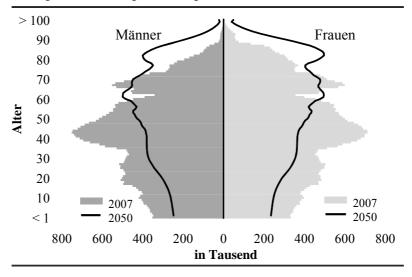
<sup>&</sup>lt;sup>34</sup> Grundlage stellt das "Szenario der mittleren Bevölkerung" des Statistischen Bundesamtes dar. Es wird von einer konstant niedrigen Geburtenrate von 1,4 Kindern je Frau sowie einem Anstieg der Lebenserwartung um 7,6 Jahre für Männer und 6,5 Jahre für Frauen bis zum Jahr 2050 ausgegangen. Die Untergrenze spiegelt sich durch einen Wanderungssaldo von + 100.000 und die Obergrenze durch einen Saldo von + 200.000 wider (vgl. Statistisches Bundesamt 2006, S. 41).

Mit dem Rückgang der Geburten kam es auch infolge einer verbesserten medizinischtechnischen Versorgung zu einem Rückgang der Kindersterblichkeit und einem Anstieg der Lebenserwartung seit Beginn des 20. Jahrhunderts (vgl. Dickmann 2005, S. 19). Die Lebenserwartung eines 60-Jährigen hat sich seit 1960 um etwa vier Jahre bei Männern und fünf Jahre bei Frauen erhöht. In der Zukunft ist von einer Fortsetzung dieses Alterungsprozesses auszugehen, wenngleich sich die Entwicklung etwas verlangsamen dürfte (vgl. Breyer und Buchholz 2009, S. 294).

Die Entwicklung der Bevölkerung in Deutschland lässt sich auch anhand von Abbildung 2 veranschaulichen.

Abbildung 2: Bevölkerung zum 31.12.2007 und 2050<sup>35</sup>
Mittlere Bevölkerung - Untergrenze: konstante Geburtenrate

Mittlere Bevölkerung - Untergrenze: konstante Geburtenrate, Anstieg Lebenserwartung, Wanderungssaldo + 100.000



Quelle: Statistisches Bundesamt (2006), Zahn (2008); eigene Darstellung.

Zu Beginn des 20. Jahrhunderts glich die Altersstruktur noch einer Pyramide, gekennzeichnet durch eine starke Basis, d. h. eine große Anzahl jüngerer und eine lediglich geringe Anzahl älterer Menschen (vgl. Breyer und Buchholz 2009, S. 295). Die grauen Flächen in Abbildung 2 verdeutlichen, dass der Begriff der Bevölkerungspyramide heute nicht mehr zutrifft und die Altersstruktur eher einem Pilz gleicht. Die geburtenstarken Jahrgänge aus den 1950er und 1960er Jahren stehen im Berufsleben bzw. an der Schwelle zum Ruhestand. Gleichzeitig tritt eine neue Generation in die Erwerbstätigkeit ein, die zahlenmäßig deutlich unterlegen ist (vgl. Dickmann 2005, S. 13). Bis zum Jahr 2050 wird sich die Bevölkerungsstruktur weiter verändern und der Form einer Urne

<sup>&</sup>lt;sup>35</sup> Zur Bevölkerungsentwicklung existieren diverse Szenarien des Statistischen Bundesamtes (2006). Grundlage für die Darstellung ist Szenario 1. Zu ausführlichen Studien siehe auch Börsch-Supan und Wilke (2007) sowie Börsch-Supan et al. (2008a). Unterschiedliche Annahmen bzgl. der Faktoren führen lediglich zu einer Verstärkung bzw. Abschwächung der Entwicklung.

ähneln (dargestellt durch die schwarze Linie) (vgl. Breyer und Buchholz 2009, S. 295). Der Rückgang der Geburtenrate verursacht eine Verschlankung von unten. Zugleich haben bis zu diesem Zeitpunkt die geburtenstarken Jahrgänge vollständig das Rentenalter erreicht und werden aufgrund gestiegener Lebenserwartung den Anteil Älterer in der Bevölkerung erhöhen.

Der demografische Wandel führt somit zu einem Anstieg des Altenquotienten und einem Absinken des Jugendquotienten. <sup>36</sup> Für einen Überblick vergleiche Tabelle 1:

Tabelle 1: Alten-, Jugend- und Gesamtquotient<sup>37</sup>

Auf 100 20- bis unter 65-Jährige kommen				
	2005	2010	2030	2050
Jugendquotient < 20-Jährige	32,9	30,0	29,9	29,2
Altenquotient > 65-Jährige	31,7	33,6	52,2	64,3
Gesamtquotient < 20-Jährige & > 65-Jährige	64,6	63,6	82,1	93,5
Szenario: Mittlere Bevölkerung - Untergrenze				

Quelle: Statistisches Bundesamt (2006, S. 57f.); eigene Darstellung.

Insbesondere ab 2010 kommt es zu einer Verschärfung der Situation, da zu diesem Zeitpunkt die geburtenstarken Jahrgänge in die Ruhestandsphase eintreten und somit den Altenquotienten signifikant erhöhen. Gleichzeitig verändert sich der Jugendquotient nur noch minimal, da sich die Geburtenrate auf einem konstanten Niveau bewegt (vgl. Löbbert 2007, S. 11). Der Gesamtquotient gibt an, wie viele nichterwerbstätige Menschen durch Erwerbsfähige finanziert werden müssen. Bis zum Jahr 2050 entfallen folglich auf 100 Erwerbstätige ca. 93 Nichterwerbstätige. Diese Entwicklung birgt enorme Folgen für die GRV und das Finanzierungssystem Umlageverfahren.

## 2.2.2 Folgen für die Gesetzliche Rentenversicherung<sup>39</sup>

Verschlechtert sich das Verhältnis von Beitragszahlern zu Rentenempfängern, existieren zur Sicherstellung des Versicherungsprinzips im Umlageverfahren der GRV nur begrenzte Möglichkeiten. Beitragssatz, Rentenniveau, Rentenzugangsalter und Bundeszu-

<sup>&</sup>lt;sup>36</sup> Der Altenquotient ist definiert als das Verhältnis von Alten zu Erwerbstätigen. D. h., auf 100 Erwerbstätige zwischen 20 bis unter 65 Jahren kommen x % über 65-Jährige. Der Quotient fällt umso kleiner aus, je höher die Schwelle für den Renteneintritt gewählt wird (vgl. Breyer und Buchholz 2009, S. 295).

<sup>&</sup>lt;sup>37</sup> Die Abgrenzung des Altenquotienten bei 65 Jahren entspricht der geltenden Grenze für Regelaltersrente (vgl. Statistisches Bundesamt 2006, S. 23). Eine Abgrenzung mit 67 Jahren, wie sie ab 2029 Gesetz ist, würde zu einem etwas niedrigeren Alten-, Jugend- und Gesamtquotienten führen. Dennoch ist eine nahezu Verdopplung zum Jahr 2005 zu erkennen (vgl. Statistisches Bundesamt 2006, S. 57). Ab dem Jahr 2010 handelt es sich um Schätzungen des Statistischen Bundesamtes.

<sup>&</sup>lt;sup>38</sup> Es muss berücksichtigt werden, dass nur ein gewisser Teil der Menschen im erwerbsfähigen Alter tatsächlich arbeitet und damit Sozialabgaben leistet (vgl. Dickmann 2005, S. 24).

<sup>&</sup>lt;sup>39</sup> Zu einer vollständigen Darstellung der Maßnahmen zur Stabilisierung der GRV vergleiche Bäcker et al. (2008, S. 479-492), Breyer und Buchholz (2009, S. 298-305), Fehr und Habermann (2006, S. 82-84) sowie Löbbert (2007, S. 59-90).

schüsse sind die wesentlichen Stellgrößen (vgl. Statistisches Bundesamt 2008, S. 56).

Rentenniveau: Soll ein konstantes Rentenniveau sichergestellt werden, muss eine Anpassung der steigenden Rentnerlast über eine Erhöhung der Beiträge erfolgen. Dies würde allerdings bei einer paritätischen Finanzierung der Beiträge zu einer Belastung des Produktionsfaktors Arbeit führen und damit die Wettbewerbsfähigkeit von Unternehmen schwächen (vgl. Pimpertz 2005, S. 244). Mit Einführung des Nachhaltigkeitsfaktors sowie des Altersvorsorgeanteils hat die Bundesregierung bereits ein Absinken des Rentenniveaus mit steigender Rentnerzahl beschlossen.

*Beitragssatz:* Um eine Belastung des Faktors Arbeit zu vermeiden, muss es infolge des Umlageverfahrens und einer höheren Zahl an Rentenempfängern ceteris paribus zu einem Absinken des Rentenniveaus kommen (vgl. Pimpertz 2005, S. 244). Ein Anstieg des Beitragssatzes auf bis zu 20 % bis 2020 sowie auf bis zu 22 % bis 2030 wurde bereits gesetzlich beschlossen (vgl. Deutsche Bundesbank 2008, S. 57).<sup>40</sup>

Rentenalter: Vor dem Hintergrund steigender Lebenserwartung ist eine Anhebung der Regelaltersgrenze von großer Bedeutung. Mit der graduellen Umstellung des gesetzlichen Regelrenteneintritts auf 67 Jahre bis 2029 kann somit ab 2030 eine erhebliche Entlastung für die Finanzlage der GRV eintreten (vgl. Ehrentraud und Heidler 2008, S. 434).<sup>41</sup>

*Bundeszuschüsse*<sup>42</sup>: Die Bundeszuschüsse beziehen sich auf Ausgaben der GRV, denen keine Ansprüche aus gezahlten Beiträgen gegenüberstehen. Hierzu zählen Kriegsdienstzeiten oder die Anrechenbarkeit für Ausbildungszeiten. Letztere wurden bereits aufgehoben. Ebenso werden Kriegsdienstzeiten künftig keine Rolle spielen (vgl. Deutsche Bundesbank 2008, S. 62).

Weitere Möglichkeiten zur Stabilisierung der Nachhaltigkeit der GRV können in einer Ausweitung des versicherungspflichtigen Personenkreises sowie einer vermehrten Kapitaldeckung gesehen werden.<sup>43</sup>

<sup>&</sup>lt;sup>40</sup> Eine ausführliche Diskussion über die Entwicklung des Beitragssatzes in der GRV findet sich unter anderem bei Börsch-Supan et al. (2008a, S. 11-13), Ehrentraud (2006, S. 67-70) und Pimpertz (2005, S. 244-246).

<sup>&</sup>lt;sup>41</sup> Eine Entlastung tritt auf, da entweder bei einer Beibehaltung des tatsächlichen Renteneintritts vor der Regelaltersgrenze mit finanziellen Einbußen zu rechnen ist oder es zu einer Anpassung des tatsächlichen Renteneintritts an die Regelgrenze kommt (vgl. Ehrentraud und Heidler 2008, S. 434). Zu einer breiteren Diskussion zur Anhebung der Rentenalters siehe Bäcker et al. (2008, S. 492-498) sowie Ehrentraud und Heidler (2008, S. 433-439).

<sup>&</sup>lt;sup>42</sup> Deutsche Bundesbank (2008, S. 60f.) liefert eine detaillierte Betrachtung der Bundeszuschüsse.

<sup>&</sup>lt;sup>43</sup> Eine Analyse der Vor- und Nachteile der Erweiterung des versicherungspflichtigen Personenkreises findet sich bei Deutsche Bundesbank (2008, S. 66).

#### 2.2.3 Notwendigkeit privater Vorsorge

Sinkende Leistungen aus der GRV infolge der gegebenen demografischen Entwicklung führen somit – bei Beibehaltung des Umlageverfahrens als Finanzierungssystem der GRV – zur Notwendigkeit einer zusätzlichen kapitalgedeckten Altersvorsorge (vgl. Deutsche Bundesbank 2008, S. 63).<sup>44</sup> Vor der Rentenreform 2001 lag das Nettorentenniveau bei ca. 70 %. Nun folgt aus der Einführung des Altersvorsorgeanteils und des Nachhaltigkeitsfaktors ein Absinken des Rentenniveaus (vgl. Börsch-Supan et al. 2005, S. 22). Abbildung 3 verdeutlicht diese Entwicklung.

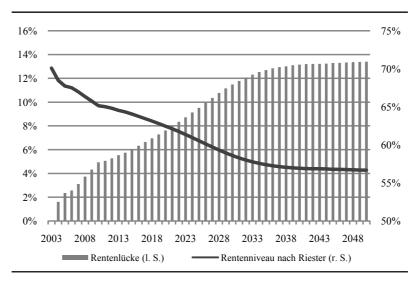


Abbildung 3: Rentenniveau und Rentenlücke

Quelle: Börsch-Supan et al. (2005, S. 22); eigene Darstellung.

Die Rentenlücke ist definiert als die Differenz zwischen dem Rentenniveau vor und nach der Riester-Reform 2001. Zudem trifft die Rentenlücke auf alle Haushalte in gleicher prozentualer Höhe zu. 45 Die Abbildung zeigt, dass es bis zum Jahr 2033 zu einem Absinken des Nettorentenniveaus in Deutschland kommen wird. Erst nach 2035 verlangsamt sich die Entwicklung, da ab diesem Zeitpunkt vom Nachhaltigkeitsfaktor, der eine Anpassung des aktuellen Rentenwerts an das Verhältnis von Beitragszahlern zu Rentnern bewirkt, keine großen Effekte mehr ausgehen. Gleichzeitig steigt die Rentenlücke bis 2033 mit dem Eintritt der geburtenstarken Jahrgänge in die Ruhestandsphase auf über 12 % an. Es wird deutlich, dass ohne eine private zusätzliche Ersparnisbildung das Versorgungsniveau, wie es vor der Rentenreform 2001 der Fall war, nicht mehr zu erreichen ist.

<sup>&</sup>lt;sup>44</sup> Die Möglichkeiten eines Umstiegs vom Umlageverfahren auf das Kapitaldeckungsverfahren werden in Kapitel 3.1.2 ausführlich erläutert.

<sup>&</sup>lt;sup>45</sup> Ausgenommen sind Haushalte, die lediglich eine Grundsicherung aus der GRV erhalten (vgl. Börsch-Supan et al. 2005, S. 22).

Mit der Riester-Rente wurde zum Jahr 2002 eine staatlich geförderte private Altersvorsorge eingeführt, um mit staatlicher Unterstützung eine Kompensation der entstehenden Rentenlücke zu erreichen. Würden alle gesetzlich pflichtversicherten Menschen an der Riester-Rente teilnehmen und 4 % ihres Bruttoentgelts im Jahr zur Altersvorsorge ansparen, kann es auf eine lange Frist zu einer Überkompensation der Rentenlücke kommen (vgl. Börsch-Supan et al. 2008a, S. 16). Der Zeitpunkt, ab dem eine Kompensation stattfindet, hängt maßgeblich vom unterstellten realen Zinssatz ab. Allerdings bleibt die hinter dem Optimum einer Vollversorgung zurück bleibende tatsächliche Inanspruchnahme der Riester-Rente zu bedenken. Ehrentraud (2006, S. 151f.) zeigt jedoch, dass es auch im Falle einer geringeren Sparquote als 4 % des Bruttolohns, infolge von Zinseszinseffekten, zu einer Schließung der Versorgungslücke kommen kann.

Diese Entwicklung hat auch Einfluss auf die künftige Zusammensetzung des Ruhestandseinkommens. So wird der Anteil der gesetzlichen Rente von aktuell ca. 90 % für 1950 Geborene auf 60 % des Jahrgangs 1985 zurückgehen, die dann um das Jahr 2052 in den Ruhestand treten. Auf der anderen Seite werden die 1985 Geborenen bei einer lebenslangen Eigenvorsorge von 4 % des Bruttoentgelts, ca. 40 % aus der kapitalgedeckten Säule (2. und 3. Säule) beziehen (vgl. Börsch-Supan et al. 2008a, S. 17).

## 3 Theorie der Alterssicherung und Bedeutung privater Vorsorge

#### 3.1 Generationenvertrag in einer alternden Bevölkerung

Die Frage nach der Wahl des optimalen Finanzierungsverfahrens der Rentenversicherung wird seit Jahren in der Literatur und der Politik kontrovers diskutiert (vgl. Breyer 2000, S. 383; Deutsche Bundesbank 1999, S. 15). Soll das Altersrisiko abgedeckt werden, existieren grundsätzlich zwei reine Systeme. Bis 1957 finanzierte sich die GRV in Deutschland über das Kapitaldeckungsverfahren (KDV) und wurde in der Folge durch das Umlageverfahren (UV) ersetzt (vgl. Wellisch 1999, S. 129). Zusätzlich besteht die Möglichkeit einer Kombination aus beiden Verfahren. Für ein Funktionieren des UV stellt das Verhältnis von Beitragszahlern zu Rentnern (Altenquotient) eine wesentliche Komponente dar (vgl. Fenge 1997, S. 1). Wie zuvor gezeigt, wird der Altenquotient bis zum Jahr 2050 stark ansteigen und somit das UV, mit dem Prinzip des Generationenver-

<sup>&</sup>lt;sup>46</sup> Bei einer unterstellten Verzinsung von 4,5 % erreichen diejenigen, die nach dem Jahr 2030 in den Ruhestand übertreten das Rentenniveau vor der Reform 2001. Unterstellt man einen Realzins von 2,5 % ist dies erst mit einem Renteneintritt ab 2045 möglich (vgl. Börsch-Supan et al. 2008a, S. 16).

<sup>&</sup>lt;sup>47</sup> Eine weitreichende Untersuchung über die Möglichkeiten die Rentenlücke zu kompensieren, findet sich bei Börsch-Supan et al. (2005, S. 37-39).

trages vor große Herausforderungen stellen. Eine formale Darstellung des UV und KDV erfolgt auf Basis des Modells überlappender Generationen (OLG-Modell). Das Modell umfasst zwei Perioden (t, t+1), wobei ein repräsentatives Individuum in Periode t erwerbstätig ist und sich in Periode t+1 im Ruhestand befindet. Den überlappenden Charakter erzielt das Modell, indem der Ruhestand der Generation t mit der Erwerbstätigkeit der Generation t+1 zusammenfällt (vgl. Homburg 1988, S. 16).

## 3.1.1 Grundprinzip des Umlageverfahrens<sup>50</sup>

Im UV werden die Erwerbstätigen zur Finanzierung der Ruhestandsgeneration herangezogen. Somit rechtfertigt sich die Verwendung des OLG-Modells zu einer formalen Betrachtung. In der Erwerbsphase erhält ein Haushalt der Periode t ein Einkommen  $w^t$  und zahlt einen Beitrag zum Rentenversicherungssystem in Höhe von  $b^t$ . Im Ruhestand, Periode t+1, erhält der Haushalt eine Rente  $p^{t+1}$  (vgl. Wellisch 1999, S. 129). Das erzielte Einkommen und die erhaltene Rente können entweder für Konsum  $c^t$  oder Sparen  $s^t$  verwendet werden. Eine Budgetrestriktion (BR) des Haushalts während der Erwerbsphase ergibt sich aus der Differenz von Einkommen  $w^t$  und dem Beitrag zur Rentenversicherung  $b^t$  sowie der Summe aus Konsum  $c^t$  und Sparen  $s^t$ .

$$w^{t} - b^{t} = c_{1}^{t} + s^{t} {3.1}$$

Für den Ruhestand folgt, dass sich das Einkommen aus der Rentenzahlung  $p^{t+1}$  sowie der mit  $r^{t+1}$  verzinsten Auflösung der Ersparnisse  $s^t$  ergibt.

$$(1+r^{t+1})s^t + p^{t+1} = c_2^t (3.2)$$

Nach Umformung von (3.2) nach  $s^t$  und Einsetzen in (3.1) erhält man die Lebensbudgetrestriktion eines repräsentativen Haushalts:

<sup>&</sup>lt;sup>48</sup> OLG-Modell steht für Overlapping-Generations-Modell. Zu einer Darstellung der Modellmerkmale siehe Breyer (1990, S. 3f.). Bei Blake (2006, S. 89-154) findet sich eine ausführliche Besprechung des Diamond-Samuelson OLG-Modells mit sicherer Lebenszeit sowie des Blanchard-Yaari OLG-Modells mit unsicherer Lebenszeit.

<sup>&</sup>lt;sup>49</sup> Für die weitere Darstellung soll von einem Basismodell des OLG-Modells ausgegangen werden, ohne Staatsverschuldung und Steuerzahlungen. Ferner ist das Rentensystem als Zwangsversorgungssystem ausgestaltet (vgl. Wellisch 1999, S. 129).

<sup>&</sup>lt;sup>50</sup> Zu einer vertieften formalen Diskussion des UV und KDV vergleiche Breyer (1990), Fenge (1997, S. 21-24), Homburg (1997, S. 68-72) sowie Breyer und Buchholz (2009, S. 119-124). Die nachfolgende Darstellung ist angelehnt an Wellisch (1999, S. 121-138).

Die Entlohnung erfolgt in diesem einfachen Modell gemäß der Grenzproduktivität des Faktors Arbeit (vgl. Wellisch 1999, S. 129).
 Konsum ist sowohl in der Periode der Erwerbstätigkeit als auch während des Ruhestandes möglich.

<sup>&</sup>lt;sup>32</sup> Konsum ist sowohl in der Periode der Erwerbstätigkeit als auch während des Ruhestandes möglich. Allerdings können Ersparnisse lediglich in der Erwerbsphase gebildet werden, da gemäß Annahmen lediglich zwei Perioden betrachtet werden.

$$w^{t} - b^{t} + \frac{p^{t+1}}{\left(1 + r^{t+1}\right)} = c_{1}^{t} + \frac{c_{2}^{t}}{\left(1 + r^{t+1}\right)}$$
(3.3)

Im Umlageverfahren werden die Rentenzahlungen in Periode t+1,  $p^{t+1}$ , an einen Haushalt der Generation t aus Beitragszahlungen der Generation t+1,  $b^{t+1}$ , geleistet. Für die Rentenversicherung und deren Einnahmen ist es zudem wesentlich, wie sich die Bevölkerung entwickelt. Die Wachstumsrate der Bevölkerung wird mit n bezeichnet. Demnach erhält man die BR des Rentenversicherers aus der Wachstumrate der Bevölkerung multipliziert mit den Beitragseinnahmen der Generation t+1 sowie den Ausgaben in Form von Rentenzahlungen an Generation t+1.

$$p^{t} = (1+n)b^{t+1} \tag{3.4}$$

Setzt man nun Gleichung (3.4) in die Lebensbudgetrestriktion des Haushalts ein, erhält man (3.5) die intertemporale BR eines repräsentativen Haushalts der Generation *t*. Somit entspricht der Barwert des Lebenseinkommens dem Barwert des Lebenskonsums.

$$w^{t} - b^{t} + \frac{1+n}{1+r^{t+1}}b^{t+1} = c_{1}^{t} + \frac{c_{2}^{t}}{1+r^{t+1}}$$
(3.5)

Kommt es nun infolge einer gestiegenen Rentnerzahl zu einem erhöhten Ausgabenbedarf bei der Rentenversicherung in t+1 und soll das Rentenniveau konstant gehalten werden, müssen gemäß (3.4) die Beiträge der Erwerbstätigen in t+1 steigen. Ein gestiegener Beitragssatz verringert somit das verfügbare Einkommen in der Erwerbsphase und reduziert für alle weiteren Generationen nach der Beitragssatzerhöhung das Lebenseinkommen.<sup>54</sup>

Um eine Aussage über die Effizienz des Umlageverfahrens treffen zu können, muss die erzielbare interne Rendite  $i^{t+1}$  berechnet und mit einer Anlage am Kapitalmarkt (Zins  $r^{t+1}$ ) verglichen werden (vgl. Breyer und Buchholz 2009, S. 122f.). Die interne Rendite  $i^{t+1}$  erhält man aus der Differenz von Rente und Beiträgen, bezogen auf die geleisteten Beiträge ( $(p^{t+1}-b^t)/b^t$ ). Nach Zerlegung des Bruchs und Umformung erhält man:

<sup>&</sup>lt;sup>53</sup> Die Wachstumsrate der Bevölkerung *n* ergibt sich durch  $(N^{t+1} - N^t)/N^t = n$ .

<sup>&</sup>lt;sup>54</sup> Eine ausführliche Diskussion der Wirkung einer Beitragssatzerhöhung im UV auf Kapitalstock, Zins und Marktlohn liefert Wellisch (1999, S. 134f.). Zu einem Diskurs über die Auswirkungen eines konstanten Beitragssatzes, konstanten Rentenniveaus und der Einhaltung der intergenerativen Gerechtigkeit, siehe Homburg (1988, S. 19-25).

<sup>&</sup>lt;sup>55</sup> Nachfolgende Darstellung orientiert sich an Breyer und Buchholz (2009, S. 122f.). Es wird zudem die Annahme von Paul Samuelson getroffen, dass die Löhne konstant über die Lebenszeit sind (vgl. Breyer 1990, S. 22).

$$1 + i^{t+1} = \frac{p^{t+1}}{b^t} = \frac{(1+n)b^{t+1}}{b^t} = \frac{b^{t+1}}{b^t}(1+n)$$
 (3.6)

Es wird deutlich, dass bei einem konstanten Beitragssatz über die Perioden ( $b^t = b^{t+1}$ ) die interne Rendite des UV genau dem Wachstum der Bevölkerung entspricht. Bei einer Beitragssatzfixierung bis 2020 auf bis zu 20 % sowie bis 2030 auf bis zu 22 % und einem geringeren bzw. sogar negativen Bevölkerungswachstum bis zum Jahr 2050 wird deutlich, dass die interne Rendite des UV sinkt. Dies impliziert gleichzeitig, dass sich spätere Generationen schlechter stellen als die aktuelle Rentnergeneration. Um folglich eine gleiche Absicherung im Ruhestand zu gewährleisten, und einen Anstieg des Beitragssatzes aufgrund negativer Einflüsse auf das Einkommen zu umgehen, müssen Alternativen diskutiert oder zusätzliche Vorsorgemaßnahmen getroffen werden.  $^{56}$ 

#### 3.1.2 Umlage- vs. Kapitaldeckungsverfahren

Im KDV entrichten die Individuen in ihrer Erwerbsphase Beiträge an die Rentenversicherung, die zum Aufbau eines Kapitalstocks verwendet werden und sich mit dem Marktzins r akkumulieren. Rentenzahlungen in Periode t+1 erfolgen im KDV aus den Zinserträgen sowie der Auflösung des angesammelten Kapitalstocks (vgl. Breyer und Buchholz 2009, S. 119; Homburg 1988, S. 26f.). Im KDV ergibt sich die Rentenzahlung in Periode t+1 aus den aufgezinsten Beiträgen während der Erwerbsphase:

$$p^{t+1} = (1+r^{t+1})b^t (3.7)$$

Aus (3.7) wird deutlich, dass im KDV, im Gegensatz zum UV (3.4), die Rente unabhängig von der Entwicklung der Bevölkerung ist und allein auf Vergangenheitsgrößen basiert (vgl. Homburg 1988, S. 26). <sup>58</sup> Demnach ergibt sich die interne Rendite im KDV durch den Marktzins r. <sup>59</sup> Die unterschiedlichen Finanzierungsformen werden auch anhand von Abbildung 4 deutlich. Dabei bezeichnet  $S^t$  den akkumulierten Kapitalstock im

<sup>&</sup>lt;sup>56</sup> Die dargestellten Zusammenhänge bilden lediglich das Basisszenario mit stark einschränkenden Annahmen ab. Für eine weitreichende Darstellung der Wohlfahrts- und Effizienzvergleiche im UV und KDV von exogenem und endogenem Arbeitsangebot in einer kleinen offenen oder geschlossenen Volkswirtschaft vergleiche Breyer und Buchholz (2009, S. 125-142) und Fenge (1997, S. 27-164).

<sup>&</sup>lt;sup>57</sup> Weiterführende Literatur zum KDV: Breyer (1990), Breyer und Buchholz (2009, S. 119-121) und Fenge (1997, S. 21f.).

<sup>&</sup>lt;sup>58</sup> Es kommt dann zu einem Einfluss der Wachstumsrate der Bevölkerung auf die Rente im KDV, wenn die demografische Entwicklung die Kapitalmärkte und somit den Zins beeinflusst (asset-melt-down Hypothese) (vgl. Lampert und Althammer 2007, S. 286; Homburg 1988, S. 26f.). Eine wissenschaftliche Auseinandersetzung mit den Auswirkungen des demografischen Wandels auf die Kapitalmärkte findet sich bei Fehr und Jokisch (2006) und Deutsche Bundesbank (1999, S. 19).

<sup>&</sup>lt;sup>59</sup> Ansätze zur Berechnung von Renditen im UV und KDV liefert Wilke (2005). Ein Vergleich von Renditen im UV und KDV findet sich bei Breyer (2000, S. 387-391) sowie Schnabel und Ottnad (2008, S. 57-78).

KDV und  $Z^{t+1}$  die Summe aller Beiträge, die von der erwerbstätigen Generation t+1 entrichtet werden. Diese entrichteten Beiträge der Generation t+1,  $Z^{t+1}$ , werden im UV zur Finanzierung der Ruhestandsgeneration t verwendet. Im KDV hingegen spart die Generation t in Periode t für den eigenen Ruhestand in Periode t+1.

Periode t t+1 t+2 t+3 t t+1 t+2 t+2  $Z^{t+1}$   $Z^{t+1}$   $Z^{t+1}$   $Z^{t+1}$ 

Abbildung 4: Kapitaldeckungs- vs. Umlageverfahren

Quelle: Breyer und Buchholz (2009, S. 122); eigene Darstellung.

Die Vorteilhaftigkeit des KDV ergibt sich bei einer intergenerativen Betrachtung. So ist es für das UV wesentlich, wie stark die erwerbstätige Generation besetzt ist (vgl. Breyer 2000, S. 393). Kommt es, wie in Kapitel 2.2.1 gezeigt, infolge einer gesunkenen Geburtenrate zu einer sinkenden Wachstumsrate der Bevölkerung, sinkt, bei konstantem Beitragssatz, gemäß (3.6) die interne Rendite im UV und es entsteht ein Renditevorteil des KDV.<sup>60</sup>

#### 3.1.3 Teilkapitaldeckung als Lösung

Anhand des gezeigten Renditevorteils im KDV stellt sich die Frage nach einem Übergang vom UV zum KDV und, ob ein solcher Übergang ohne Verlierer zu bestreiten ist. Zu einer Beurteilung wird in der Literatur das Pareto-Prinzip herangezogen, d. h. ob sich die heutige und alle in Zukunft lebenden Generationen bei einem Übergang zum KDV besser stellen würden als bei einer unendlichen Fortführung des UV (vgl. Breyer 2000, S. 393). Ein sofortiger Übergang ist ausgeschlossen, da eine Generation an Beitragszahlern existiert, die Anwartschaften im UV erworben hat, bei einem sofortigen Übertritt allerdings keine Rentenzahlungen erhielte. Diese Generation würde sich somit

<sup>&</sup>lt;sup>60</sup> Die Rendite im UV ergibt sich in dieser einfachen Darstellung ausschließlich aufgrund der Wachstumsrate der Bevölkerung. Der Lohnsatz wurde als konstant angesehen. Der Renditevorteil des KDV gegenüber dem UV basiert allerdings auf Vergangenheitsdaten. Eine Aussage über zukünftig zu erwartende Renditen am Kapitalmarkt beziehen sich lediglich auf Schätzungen (vgl. Börsch-Supan 1999, S. 19f.). Zudem unterliegen beide Verfahren der Finanzierung dem Risiko unerwarteter Ausgabeänderungen im Alter und sind in gleichem Maße von einer steigenden Lebenserwartung und einem kostenintensivem medizinisch-technischem Fortschritt betroffen (vgl. Lampert und Althammer 2007, S. 286). Demzufolge schreibt die Mackenroth-These beiden Verfahren gleiche realwirtschaftliche Auswirkungen zu. Eine fundierte Auseinandersetzung findet sich bei Breyer (1990, S. 19f.) und Homburg (1988, S. 66-72).

schlechter stellen, müsste im Falle eines Übergangs folglich weiter versorgt werden (vgl. Breyer 2000, S. 393).

Dies impliziert, dass es sich bei einem Übergang vom UV zum KDV um eine Übergangsphase handeln muss, in der existente Rentner finanziert und gleichzeitig die zukünftigen Generationen Beiträge zu einer eigenen kapitalgedeckten Altersvorsorge leisten müssen (vgl. Deutsche Bundesbank 1999, S. 21; Breyer 2000, S. 394). Die entstehende Übergangslast kann auch als implizite Staatsverschuldung verstanden werden, die beliebig über künftige Generationen verteilt wird, deren Abbau aber ebenfalls zu einer Mehrbelastung kommender Generationen führt (vgl. Breyer 2000, S. 394). Somit wird deutlich, dass es auch bei einem graduellen Übergang nicht zu einer Pareto-Verbesserung kommt. Es ist nicht möglich eine Generation besser zu stellen, ohne zumindest eine Generation schlechter zu stellen (vgl. Breyer 1989).

Angesichts der zu erwartenden demografischen Entwicklung und den damit verbundenen Auswirkungen auf das deutsche Rentensystem stellt eine Teilkapitaldeckung im System der Alterssicherung die logische Konsequenz aus den vorher dargestellten Problemen dar. Um die Herausforderungen und Leistungseinschnitte in der gesetzlichen Rente zu kompensieren, die sich mit einem Absinken des Rentenniveaus bis zum Jahr 2050 ergeben werden, führt der Weg nur über eine höhere Kapitaldeckung. Ein Mischsystem aus umlagefinanzierter gesetzlicher Rente und einer privaten kapitalgedeckten Altersvorsorge kann als goldener Mittelweg zwischen zwei Reinsystemen angesehen werden (vgl. Sinn 1999, S. 22). Es kombiniert die Stärken beider Finanzierungsverfahren und kann damit flexibler auf zukünftige Risiken reagieren (vgl. Börsch-Supan 2001, S. 210). Schon im Jahr 1987 kam Wartenberg (1987, S. 14) zu dem Entschluss:

"Im gegliederten System der Alterssicherung muss in der Zukunft die privatwirtschaftliche Altersvorsorge mehr Raum einnehmen."

Jedoch entstehen auch bei Teilkapitaldeckung Mehrbelastungen für die Generationen. Ein Teil des Einkommens muss zur Bildung privater Ersparnisse herangezogen und gleichzeitig die ältere Generation vollständig versorgt werden (vgl. Börsch-Supan 2001, S. 213; Lampert und Althammer 2007, S. 286). Erkennt man die Notwendigkeit der zusätzlichen Kapitaldeckung in der Alterssicherung an, stellt sich letztlich die Frage der Ausgestaltung: freiwillig oder verpflichtend (vgl. Börsch-Supan 2001, S. 211). Für ein

<sup>62</sup> Zu gleichem Ergebnis kamen unter anderem Breyer (1989; 2000), Deutsche Bundesbank (1999, S. 21f.), Homburg und Richter (1990, S. 187) und Sinn (2000, S. 21).

<sup>&</sup>lt;sup>61</sup> Zu Möglichkeiten und Problemen beim Übergang vom Umlage- zum Kapitaldeckungsverfahren siehe auch Neumann (1986, S. 63-75).

verpflichtendes System spricht die Tatsache, dass Altersvorsorgeentscheidungen als unangenehm empfunden werden und die Gefahr des Hinauszögerns besteht (vgl. Leinert 2004, S. 55). Allerdings sind mit Zwang immer auch negative Anreizwirkungen verbunden. Setzt man auf eine rationale Voraussicht der Individuen, welche die kommenden Belastungen und Leistungseinschnitte erkennen und dementsprechend handeln werden, bietet sich ein freiwilliges System an. Die Rentenreform 2001 zielt auf eine freiwillige, zusätzliche, private, kapitalgedeckte Altersvorsorge mit staatlicher Förderung.

## 3.2 Private Altersvorsorge – Riester-Rente als Teilkapitaldeckung<sup>64</sup>

Im Jahr 2001 erarbeitete das Bundesministerium für Arbeit und Soziales unter der Leitung des damaligen Bundesarbeitsminister Walter Riester ein Gesetz (Altersvermögensgesetz (AVmG)), das die staatliche Förderung des Aufbaus einer privaten, zusätzlichen, kapitalgedeckten Altersvorsorge vorsah (vgl. Wöster 2008, S. 1). Mit dem Altersvermögensgesetz wird das Ziel verfolgt, die Sicherung des erreichten Lebensstandards im Alter, trotz Absinken des allgemeinen Rentenniveaus, zu gewährleisten und eine Stärkung der betrieblichen und privaten Altersvorsorge zu erreichen (vgl. Schnabel 2003, S. 3). Die private Altersvorsorge – die im Laufe der Zeit unter dem Namen Riester-Rente bekannt wurde – beinhaltet ein umfassendes Regelwerk, das die Förderung auf einen bestimmten Personenkreis und bestimmte Verträge beschränkt (vgl. Schaier 2006, S. 53f.).

### 3.2.1 Grundgedanke, Förderberechtigte und Aufbau der Riester-Rente

Grundgedanke der Riester-Rente ist die staatliche Förderung als Anreizwirkung für den Aufbau einer privaten Altersvorsorge (pAV). Seit dem Jahr 2002 fördert der Staat die pAV auf zwei Wegen: durch Zulagenzahlung und Gewährung eines Sonderausgabenabzugs bei der Veranlagung der Einkommensteuer (vgl. BMAS 2008b, S. 26).

<sup>&</sup>lt;sup>63</sup> Leinert (2004) konnte in seiner Arbeit mit Daten der Vorsorgeerhebung der Bertelsmann Stiftung einen negativen Zusammenhang zwischen der Aufschiebeneigung von Individuen und der Wahrscheinlichkeit, sich bereits um private Vorsorge gekümmert zu haben, bestätigen. Zu einer theoretischen Auseinandersetzung mit dem Thema des irrationalen Verhaltens siehe Rabin (1998).

<sup>&</sup>lt;sup>64</sup> Neben der Riester-Rente wurde mit dem Alterseinkünftegesetz im Jahr 2005 die Rürup-Rente bzw. Basis-Rente eingeführt. Zu den Adressaten dieser geförderten Altersvorsorge zählen in erster Linie Selbstständige, die nicht in der GRV pflichtversichert sind. Eine Darstellung der Rürup-Rente findet sich bei BMAS (2008a, S. 140f.).

<sup>&</sup>lt;sup>65</sup> Die betriebliche Altersvorsorge ist wie die private Altersvorsorge förderfähig, unterliegt allerdings abweichenden Auflagen, auf die im Folgenden nicht weiter eingegangen werden soll. Näheres regelt § 82 Abs. 2 EStG. Eine ausführliche Darstellung der Förderfähigkeit von Verträgen der betrieblichen Altersvorsorge findet sich bei Schaier (2006, S. 65-68).

Zu den Personen, die eine Förderung im Rahmen der Riester-Rente erwarten können, zählen in erster Linie diejenigen, die vom Absinken des Rentenniveaus betroffen sind (vgl. Wöster 2008, S. 4). Nach § 79 EStG i. V. m. § 10a Abs. 1 EStG sind dies in der GRV pflichtversicherte Arbeitnehmer, Beamte und Bezieher von Amtsbezügen sowie in der Alterssicherung der Landwirte Pflichtversicherte. Nicht gefördert werden Angestellte und Selbstständige, soweit sie nicht pflichtversichert sind, und geringfügig Beschäftigte ("Minijob"). Personen, die zum Förderkreis zählen, werden als unmittelbar Begünstigte bezeichnet. Darüber hinaus besteht für Ehegatten von unmittelbar Begünstigten ein abgeleiteter Anspruch auch dann, wenn sie selbst nicht zum förderfähigen Personenkreis zählen (vgl. Wöster 2008, S. 4).

Die Riester-Rente ist als Kombimodell ausgestaltet. Das bedeutet, dass sich die gesamte Altersvorsorge aus der privaten Eigenleistung und den staatlichen Zulagen zusammensetzt (vgl. Essig und Reil-Held 2004, S. 6f.). Zu unterscheiden ist bei der staatlichen Förderung zwischen finanziellen Zuschüssen, die direkt der Altersvorsorge gutgeschrieben werden und einem Sonderausgabenabzug, der bei der Veranlagung der Einkommensteuer gemäß § 10a EStG geltend gemacht werden kann (vgl. BMAS 2008b, S. 27).

Finanzielle Zuschüsse (Zulagen): Wer einen Teil seines Einkommens für den Aufbau einer privaten Altersvorsorge aufwendet, erhält auf Antrag bei der Zentralen Zulagenstelle für Altersvermögen (ZfA) staatliche Zuschüsse.<sup>69</sup> Diese setzen sich aus einer Grundzulage von 154 € pro Jahr und einer möglichen Kinderzulage zusammen. Eine Kinderzulage wird für jedes Kind, für das Kindergeld bezogen wird, erstattet. Für Kinder, die vor dem Jahr 2008 geboren wurden, beläuft sich die Förderung auf 185 € pro Jahr, für diejenigen, die ab dem Jahr 2008 geboren wurden, werden Zuschüsse in Höhe von 300 € pro Jahr gewährt (vgl. BMAS 2008b, S. 27). Allerdings wird die Förderung nur dann in vollem Umfang gezahlt, wenn ein Mindesteigenbeitrag (4 % des Bruttovorjahreseinkommens inklusive Zulagen, jedoch höchstens 2.100 €) zum Aufbau einer

<sup>&</sup>lt;sup>66</sup> Eine detaillierte Auflistung des förderfähigen Personenkreises findet sich bei BMAS (2008b, S. 31f.) und Schaier (2006, S. 54-56).

<sup>&</sup>lt;sup>67</sup> Ebenso nicht gefördert werden Studenten, es sei denn sie verfügen über ein Einkommen über 400 € aus einer Nebenerwerbstätigkeit, sowie Bezieher von Sozialhilfe, Alters- oder Berufsunfähigkeitsrente. Siehe hierzu auch BMAS (2008b, S. 32f.).

<sup>&</sup>lt;sup>68</sup> Sinn dieser mittelbaren Berechtigung von Ehegatten, die selbst nicht zum förderfähigen Personenkreis zählen, ist die Tatsache, dass diese im Rahmen der Witwenrente ebenso von einer Absenkung des Rentenniveaus betroffen sind.

<sup>&</sup>lt;sup>69</sup> Die staatlichen Zuschüsse wurden seit Einführung der Riester-Rente im Jahr 2002 stufenweise auf die heute geltenden Beträge erhöht (vgl. §§ 83-85 EStG). Weitere Anpassungen sind derzeit nicht geplant (vgl. Wöster 2008, S. 12).

pAV angespart wurde.<sup>70</sup> Tabelle 2 fasst die verschiedenen Zulagenbeträge noch einmal zusammen.

**Tabelle 2: Riester-Zulagen** 

	Mindest- eigenbeitrag <sup>a</sup>	Grundzulage	Kinderzulage <sup>b</sup>	Sonderausgaben- abzug
ab 2008	4%	154 €	185 € / 300 €	2.100 €

<sup>&</sup>lt;sup>a</sup> Der Mindesteigenbeitrag setzt sich aus Eigenbeitrag und Zulagen zusammen und bemisst sich am Vorjahreseinkommen. <sup>b</sup> Für Kinder, die vor 2008 geboren wurden, werden 185 € Zulage p.a. gewährt, für Kinder, die nach 2008 geboren wurden, zahlt der Staat 300 € Förderung p.a.

Quelle: BMAS (2008b, S.27f.); eigene Darstellung.

Ehepaare, bei denen jeder Partner über einen eigenen Altersvorsorgevertrag verfügt und die Mindesteigenleistung bedient, erhalten beide die Grundzulage. Ist lediglich ein Partner förderberechtigt (unmittelbar begünstigt), muss nur dieser den Eigenbeitrag leisten, um für beide die Grundzulage zu erwerben (vgl. BMAS 2008b, S. 33). Zudem sind auch Szenarien möglich, in denen die staatlichen Zuschüsse der Eigenleistung entsprechen oder diese sogar übersteigen. In diesem Fall hat der Gesetzgeber einen Sockelbetrag von 60 € festgelegt, der als Eigenbeitrag mindestens zu leisten ist (vgl. § 86 Abs. 1 EStG).<sup>71</sup>

Sonderausgabenabzug: Neben der staatlichen Zulagenzahlung kann zusätzlich ein Sonderausgabenabzug unabhängig von der Höhe des jeweiligen Einkommens, geltend gemacht werden. Seit dem Jahr 2008 beträgt dieser 2.100 € pro Jahr (vgl. BMAS 2008b, S. 30). Ein Sonderausgabenabzug wird gewährt, wenn der steuerliche Vorteil die Höhe der Zulagen übersteigt. In diesem Fall wird dem Anspruchsberechtigten der über die Zulagen hinausgehende Betrag direkt erstattet (vgl. Ehrentraud 2006, S. 129).<sup>72</sup>

Tabelle 3 stellt drei verschiedene Beispiele der Riester-Förderung dar. Für einen kinderlosen Single mit einem Bruttojahreseinkommen in Höhe von 40.000 € entsprechen 4 % Mindesteigenleistung 1.600 € pro Jahr. Er erhält eine Grundzulage von 154 €, die dem Altersvorsorgekonto direkt gutgeschrieben werden. Darüber hinaus werden über den steuerlichen Vorteil 378 € direkt vom Finanzamt erstattet, so dass sich, vorausgesetzt die Steuerrückerstattung wird in voller Höhe für die Altersvorsorge verwendet, der zu leistende Eigenbetrag auf 1.068 € im Jahr reduziert. Die Förderquote, Anteil der staatlichen Zuschüsse am Gesamtsparbetrag, beläuft sich auf 33,2 %.

Werden zum Beispiel nur 50 % des Mindesteigenbeitrags eingezahlt, werden lediglich 50 % der Zulagen der Altersvorsorge gutgeschrieben (vgl. BMAS 2008b, S. 27).
 Fine ausführliche Paschreibung der Zulaus (v. 1).

<sup>&</sup>lt;sup>71</sup> Eine ausführliche Beschreibung der Zulagenförderung findet sich bei BMAS (2008b), Essig und Reil-Held (2004, S. 6-8) und Schaier (2006, S. 68-70).

<sup>&</sup>lt;sup>72</sup> Der Sonderausgabenabzug muss im Rahmen der Einkommensteuererklärung geltend gemacht werden. Schaier (2006, S. 70-72) sowie BMAS (2008b, S. 30) bieten eine detaillierte Auseinandersetzung.

Eine ledige Frau oder ein lediger Mann mit zwei Kindern, das eine vor und das andere nach dem Jahr 2008 geboren, müsste bei einem Bruttojahreseinkommen von 15.000 € eine Mindesteigenleistung von 600 € erbringen. Die Summe aller Zulagen beläuft sich allerdings bereits auf 639 €. In diesem Fall greift die Regelung des Sockelbetrages und es ist eine Eigenleistung von 60 € zu erbringen. Ein Steuervorteil ergibt sich aufgrund der Höhe der Zulagen nicht. Die Förderquote steigt auf 91,4 %.

Tabelle 3: Beispiele für Riester-Förderung

	Ledig, 0 Kinder	Ledig, 2 Kinder <sup>c</sup>	Verheiratet <sup>d</sup> , 2 Kinder <sup>c</sup>
Bruttovorjahresek.:	40.000 €	15.000 €	35.000 €
Gesamtbetrag <sup>a</sup> :	1.600 €	699 €	1.400 €
Grundzulage:	154 €	154€	308 €
Kinderzulage:	-	485 €	485 €
Eigenbeitrag:	1.446 €	60 €	607 €
Steuervorteil:b	378 €	-	-
Eigenleistung:	1.068 €	60 €	607 €
Förderquote:	33,2 %	91,4 %	56,6 %

<sup>&</sup>lt;sup>a</sup> Ergibt sich aus 4 % des Bruttovorjahreseinkommens. <sup>b</sup> Berechnung des Steuervorteils auf Basis § 32a EStG. <sup>c</sup> Ein Kind vor und ein Kind nach 2008 geboren. <sup>d</sup> Verheiratet, bei denen jeder Ehepartner über einen eigenen Riester-Vertrag verfügt, der Ehepartner allerdings nur indirekt anspruchsberechtigt ist.

Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung.

Bei einem verheirateten Paar mit zwei Kindern, bei dem lediglich ein Partner erwerbstätig ist, beide allerdings einen eigenen Riester-Vertrag besitzen, beträgt der Gesamtsparbetrag 1.400 € (bei einem unterstellten Bruttojahreseinkommen von 35.000 €). Über die Verrechnung der Zulagen ergibt sich folglich eine Eigenleistung von 607 € bzw. eine Förderquote von 56,6 %.

Anhand der dargestellten Beispiele zeigt sich die Vorteilhaftigkeit der Riester-Förderung für Geringverdiener und kinderreiche Familien. Für Personen mit einem relativ hohen Bruttojahreseinkommen und geringen Zulagen wirkt sich der Sonderausgabenabzug positiv aus.

Zu den Anbietern von Altersvorsorgeprodukten, die im Rahmen der Riester-Rente gefördert werden, zählen Lebensversicherungsunternehmen, Kreditinstitute und Kapitalanlagegesellschaften. Im Wesentlichen lassen sich die angebotenen Produkte in Rentenversicherungsverträge, Banksparpläne und Fondssparen unterteilen (vgl. BMAS 2008b, S. 33f.). Die für die private Altersvorsorge zur Verfügung stehenden Anlageprodukte müssen gewisse Voraussetzungen erfüllen. Bei Einführung der Riester-Rente umfasste der Kriterienkatalog, geregelt im Altersvorsorgeverträge-Zertifizierungsgesetz (AltZertG), elf Merkmale. Er wurde allerdings mit den Vereinfachungen infolge des

Alterseinkünftegesetzes im Jahr 2005 auf fünf Merkmale reduziert. Zu den wesentlichen Kriterien zählen die Sicherstellung einer lebenslangen Auszahlung und der Schutz des eingesetzten Kapitals.<sup>73</sup>

Wurde ein Anlageprodukt für die private Altersvorsorge gewählt, werden zunächst die eigenen Beiträge eingezahlt. Nach Ablauf des Kalenderjahres kann bei der zuständigen ZfA die Gutschrift der Zulagen auf das Anlagekonto beantragt werden. Zu einer Beantragung des Steuerzuschusses muss im Rahmen der Einkommensteuererklärung der Sonderausgabenabzug geltend gemacht werden.

#### 3.2.2 Entwicklung und Probleme der Riester-Rente

Kurz nach Einführung der Riester-Rente war eine zunehmend wachsende Nachfrage nach Riester-Verträgen zu beobachten. Allerdings folgten in den Jahren 2003 und 2004 Phasen der Stagnation. In dieser Zeit trat die geförderte staatliche Altersvorsorge in direkte Konkurrenz zur Lebensversicherung, die bis zum Jahr 2005 durch steuerliche Vergünstigungen als attraktivere Alternative angesehen wurde (vgl. Börsch-Supan et al. 2007, S. 9). Gemäß einer Umfrage der Bertelsmann Stiftung zu Vorsorgesituation und verhalten waren zum damaligen Zeitpunkt 67 % der Befragten der Meinung, die Riester-Rente sei zu kompliziert. Lediglich 72 % der Förderberechtigten waren sich überhaupt bewusst, dass sie eine Riester-Rente abschließen können (vgl. Leinert 2003, S. 3). Damit sind die wesentlichen Gründe für die geringe Nachfrage in den Anfangsjahren genannt. Ein komplexes Regelwerk, geringer Informationsstand und die Tatsache, dass die Notwendigkeit für eine private Altersvorsorge nicht ausreichend publiziert wurde, können als Hauptursachen angesehen werden (vgl. Schnabel 2003, S. 3). Mit dem Alterseinkünftegesetz sollte das Regelwerk für Riester-Renten vereinfacht und die Regulierung der Altersvorsorgeprodukte verbessert werden, um die Akzeptanz sowie das Abschlussverhalten zu erhöhen (vgl. Börsch-Supan et al. 2007, S. 7). Erst mit den Änderungen durch das Alterseinkünftegesetz 2005 setzte ab Mitte desselben Jahres eine Dynamik bei den Abschlüssen ein, die bis zum heutigen Zeitpunkt anhält.<sup>74</sup> Zum Ende des dritten Quartals des Jahres 2008 wurden ca. 12 Mio. abgeschlossene Riester-

<sup>&</sup>lt;sup>73</sup> Eine Auflistung aller Kriterien ist nachzulesen im AltZertG, bei BMAS (2008b, S. 36f.) und Schaier (2006, S. 58-64). Zur Regulierung von Altersvorsorgeprodukten siehe auch Essig und Reil-Held (2004, S. 6-10).

<sup>&</sup>lt;sup>74</sup> Seit den Änderungen des Alterseinkünftegesetzes ist es möglich, die Zulagen mittels Dauerauftrag zu beantragen. Die Anzahl der Zertifizierungskriterien wurde auf fünf reduziert und die Informationspflichten der Anbieter ausgeweitet. Ferner ist es möglich, bis zu 30 % des angesparten Kapitals bei Renteneintritt direkt zu entnehmen. Mit der Gesetzesänderung wurden zudem die getrennten Altersvorsorgeverträge nach Geschlecht abgeschafft, sodass seitdem lediglich Unisex-Verträge angeboten werden dürfen (vgl. Börsch-Supan et al. 2007, S. 7f.).

Verträge registriert. Davon entfielen ca. 77 % (9 Mio.) auf private Rentenversicherungsverträge, ca. 19 % (2,2 Mio.) auf Fondssparpläne und ca. 4 % (520.000) auf Banksparpläne. Abbildung 5 zeigt die Entwicklung der Riester-Rente ab dem Jahr 2002.

12
10
8
8
4
2
0
02Q1 03Q1 04Q1 05Q1 06Q1 07Q1 08Q1

Versicherungsverträge Banksparverträge Investmentfonds

Abbildung 5: Entwicklung der Riester-Rente

Quelle: BMAS (2009a, o. S.); eigene Darstellung.

Erklärtes Ziel der Bundesregierung bei Einführung der privaten, staatlich geförderten Altersvorsorge war es, die infolge des Nachhaltigkeitsfaktors entstehende Rentenlücke durch eine kapitalgedeckte private Vorsorge zu schließen. Da die Rentenlücke jeden in der GRV Versicherten in gleichem Umfang treffen wird, stellt sich die Frage nach dem Erfolg der bisher erreichten abgeschlossenen Riester-Verträge. Einen Anhaltspunkt liefert der förderberechtigte Personenkreis als Grundpopulation. Dieser ist jedoch aufgrund der mittelbar förderberechtigten Ehepartner nur sehr schwer zu ermitteln (vgl. Börsch-Supan et al. 2006, S. 45). Börsch-Supan et al. (2007) und Sommer (2007) beziffern den förderberechtigen Personenkreis auf ca. 37 Mio. Somit entsprächen 12 Mio. Riester-Verträge zum Ende des Jahres 2008 einem Verbreitungsgrad von ca. 32 %. Es wird deutlich, dass der innerhalb von 6 Jahren erreichte Expansionsgrad lediglich ein Teilerfolg zur beabsichtigten "Volldeckung" darstellt.

Probleme der Riester-Förderung: Der Erfolg, der sich infolge der Vereinfachungen des Regelwerks eingestellt hat, sollte Antrieb für weitere Maßnahmen geben. So stellt ein mangelhafter Informationsstand bzgl. der eigenen zu erwartenden Rente immer noch einen wesentlichen Hinderungsgrund für die Menschen dar (vgl. Sundén 2007, S. 439). Der überwiegenden Mehrheit ist bewusst, dass die gesetzliche Rente im Alter nicht ausreichen wird, den gewohnten Lebensstandard zu sichern (vgl. Pfeiffer et al. 2007, S. 62f.). Jedoch besteht bei einem Großteil Unsicherheit über die Höhe der Rentenlücke

und dem notwendigen, eigenen Vorsorgebeitrag. Aufklärende Maßnahmen über die GRV und die zu erwartende Rentenlücke könnten die Unsicherheit abbauen und dadurch helfen, zu einer verbesserten Einschätzung zu gelangen (vgl. Reifner und Tiffe 2005, S. 48-54).

Zum anderen ist ein bestimmtes Grundwissen in Finanzfragen ein Schlüssel zur Verbreitung der privaten Altersvorsorge (vgl. Reifner und Tiffe 2005, S. 48-54).<sup>75</sup> Um in eine private Vorsorge zu investieren, sollten ausreichende Kenntnisse im Umgang mit Finanzprodukten vorhanden sein (vgl. Leinert 2004, S. 60). Gelingt es, die Vorsorgeplanung verständlicher, vergleichbarer und einfacher zu vermitteln, dürfte sich, auch im Hinblick auf die erhöhten Förderquoten ab dem Jahr 2008 und den Einbezug von selbstgenutzten Wohnimmobilien in die Riester-Förderung, die Anzahl abgeschlossener Riester-Verträge weiterhin positiv entwickeln.

## 3.2.3 Statistiken zur Riester-Rente<sup>76</sup>

Eine Auswertung der Riester-Rente erschwert sich dadurch, dass einerseits die zuständige Stelle ZfA lediglich Altersvorsorgeverträge erfasst, für die eine Zulage beantragt wurde, und zum anderen Anträge auf Zulage noch zwei Jahre nach dem jeweiligen Beitragsjahr möglich sind (vgl. Ehrentraud 2006, S. 129). Daher liegen endgültige Zahlen erst für das Jahr 2005 vor. 77 Im Beitragsjahr 2005 wurden ca. 4 Mio. Personen durch Zulagen staatlich gefördert. Die gesamt gezahlten Zulagen<sup>78</sup> betrugen im Beitragsjahr 2005 ca. 521 Mio. € und das Gesamtvolumen des angesparten Altersvermögens (Beiträge + Zulage) belief sich auf ca. 1,8 Mrd. €. Das entspricht ca. 440 € pro Zulagenempfänger. Unter den Empfängern staatlicher Förderung waren 87 % in der GRV pflichtversichert, 5 % Beamte und 9 % mittelbar förderberechtigte Personen. Im Jahr 2005 lag der Anteil weiblicher Zulagenempfänger bei ca. 56 %. 79 Interessant ist auch die Aufteilung zwischen den Bundesgebieten, wenn man bedenkt, dass ca. 80 % der Bevölkerung der Bundesrepublik Deutschland in West- und ca. 20 % in Ostdeutschland lebt (vgl. Statistisches Bundesamt 2008, S. 29). Auf die neuen Bundesländer entfielen 29,7 %, auf die alten 70,3 % der beantragten Zulagen. Im Hinblick auf die Einkommensstruktur für das Beitragsjahr 2005 wird deutlich, dass 27,2 % ein Bruttojahres-

<sup>&</sup>lt;sup>75</sup> Mit der Bedeutung der finanziellen Bildung für die private Altersvorsorge beschäftigen sich insbesondere Lusardi und Mitchell (2006), Lusardi (2008), Reifner und Tiffe (2005) und Leinert (2004).

<sup>&</sup>lt;sup>76</sup> Eine ausführliche empirische Analyse der Determinanten der Riester-Rente folgt in Kapitel 4.2.

<sup>&</sup>lt;sup>77</sup> Nachfolgende Zahlen beziehen sich auf BMAS (2008a, S. 132-143) und Stolz und Rieckhoff (2008).

<sup>&</sup>lt;sup>78</sup> Vorläufige Schätzungen für das Beitragsjahr 2006 zeigen einen Anstieg der gesamt gezahlten Zulagen auf ca. 1,06 Mrd. € (vgl. Stolz und Rieckhoff 2008, S. 268).

<sup>&</sup>lt;sup>79</sup> Vorläufige Ergebnisse für das Beitragsjahr 2006 weisen einen Anteil weiblicher Riester-Sparer von ca. 57 % auf (vgl. Stolz und Rieckhoff 2008, S. 268).

einkommen unter 10.000 € zur Verfügung hatten. Insgesamt lag der Anteil derer, die weniger als 30.000 € Bruttojahreseinkommen erzielten bei ca. 69 %, bei einem in der GRV im Jahr 2005 durchschnittlichen Bruttojahresarbeitsentgelt von 29.202 € (vgl. Deutsche Rentenversicherung 2008, S. 207). Abbildung 6 veranschaulicht die Einkommensstruktur für das Beitragsjahr 2005.

30 % - 27,2% 25 % 21,0% 20.6% 20 % 15,0% 15% 8,5% \_ 7,7% -10 % 5 % 0 % < 10.000 40.000 - > 50.00010.000 -20.000 -30.000 -30.000 40.000 20.000 50.000

Abbildung 6: Einkommensstruktur der Zulagenempfänger

Quelle: BMAS (2008a, S. 136); eigene Darstellung.

Die Anzahl von Personen, denen von der ZfA neben der Grund- auch eine Kinderzulage erstattet wurde, betrug ca. 1,8 Mio. Das entspricht einer Quote von ca. 45 %. Seit der Einführung der Riester-Rente sinkt der Anteil derer unter den Zulagenempfängern, die vor dem Jahr 1965 geboren wurden. Dies impliziert eine vermehrte Nachfrage nach Riester-Verträgen jüngerer Kohorten.

Eine Analyse der steuerlichen Förderung durch einen Sonderausgabenabzug ist, aufgrund einer längeren Frist für die Veranlagung zur Einkommensteuer, erst für das Jahr 2004 möglich. Es zeigt sich jedoch, dass lediglich jeder Zweite, der einen Sonderausgabenabzug beantragte, eine steuerliche Förderung erhielt. Dies bedeutet aber auch, dass für jeden Zweiten die Zulagenförderung höher war als der steuerliche Vorteil, auch aufgrund eines niedrigen Einkommens.

Das Ziel, die Menschen, die von den Leistungskürzungen in der GRV direkt betroffen sind, durch staatliche Zuschüsse zu einer privaten Altersvorsorge zu bewegen, scheint erfolgreich. Hinterfragt werden sollte jedoch, ob die staatliche Förderung tatsächlich zu einer Erhöhung der Spartätigkeit führt.

<sup>&</sup>lt;sup>80</sup> Zu beachten bleibt, dass die Kinderzulage nur einem Elternteil zusteht; dies ist in der Regel die Mutter. Somit entspricht der Anteil der Zulagenempfänger mit einer Kinderzulage nicht dem Anteil der Zulagenempfänger, die Kinder erziehen (vgl. Stolz und Rieckhoff 2008, S. 269).

#### 3.2.4 Erhöhung der Spartätigkeit oder Mitnahmeeffekt?

Die Sparquote deutscher Haushalte lag, nach Angaben des Statistischen Bundesamtes (2008, S. 630), in den vergangenen Jahren im Durchschnitt bei ca. 10,5 % des verfügbaren Einkommens. In einem internationalen Vergleich könnte man folglich nicht von einer zu geringen Spartätigkeit deutscher Haushalte sprechen (vgl. EZB 2004, S. 3f.). Allerdings bleibt zu bedenken, dass Ersparnisse vorwiegend in den oberen Einkommensklassen gebildet werden, während die Sparneigung in niedrigen Einkommensklassen eher gering ist (vgl. Schnabel 2003, S. 13f.). Das Konzept der Riester-Rente kann jedoch nur dann als volkswirtschaftlich gelungen angesehen werden, wenn dies dazu führt, heute erwerbstätige Personen zu einer erhöhten Spartätigkeit zu bewegen, um entstehende Leistungskürzungen innerhalb der GRV zu kompensieren (vgl. Corneo et al. 2008, S. 2). Betrachtet man die Riester-Förderung als staatliche Subvention der privaten Altersvorsorge, werden dadurch Substitutions- und Einkommenseffekte ausgelöst. Der Substitutionseffekt führt unter Umständen dazu lediglich nicht-geförderte Ersparnisse in geförderte Produkte umzulenken (Mitnahmeeffekt). Dagegen könnte der Einkommenseffekt zu einer Verdrängung privater Ersparnisse in Höhe der staatlichen Zulagenzahlung führen (Verdrängungseffekt) (vgl. Blankart 2008, S. 392).

## Mitnahmeeffekt:

Corneo et al. (2008) untersuchen mittels Daten des Sozioökonomischen Panels<sup>81</sup> die Sparneigung von Geringverdienern. Ihre Ergebnisse zeigen keinen signifikanten Einfluss der Riester-Förderung auf die Sparneigung und keine Erhöhung des Anteils sparender Haushalte unter den Geringverdienern (vgl. Corneo et al. 2008, S. 13). Betrachtet man die Einkommensstruktur der Zulagenempfänger in Kapitel 3.2.3 vor dem Hintergrund der Ergebnisse von Corneo et al. (2008), kann von einem Substitutionseffekt ausgegangen werden, der lediglich zu Mitnahmeeffekten führt.<sup>82</sup>

Einen weiteren Anhaltspunkt für die Existenz eines Mitnahmeeffekts liefern Börsch-Supan et al. (2007; 2008c). Unter Verwendung von Daten der SAVE-Studie<sup>83</sup> wurden die Determinanten für den Abschluss einer Riester-Rente für das Jahr 2005 geschätzt.<sup>84</sup>

<sup>&</sup>lt;sup>81</sup> Bezogen auf die Wellen 2000, 2004 und 2005 des Sozioökonomischen Panels wurde anhand eines Logit- und Tobit-Modells die Sparneigung von Geringverdienern untersucht (vgl. Corneo et al. 2008).

<sup>&</sup>lt;sup>82</sup> Als Kritikpunkt der Arbeit von Corneo et al. kann die Spezifikation der abhängigen Variable "Riester-Rente" als natürliches Experiment sowie die Art der Evaluation der Spartätigkeit des Sozioökonomischen Panels angeführt werden (vgl. Corneo et al. 2008, S. 13).

 <sup>&</sup>lt;sup>83</sup> Die SAVE-Studie ("Sparen und Altersvorsorge in Deutschland") basiert auf einer regelmäßigen, repräsentativen Haushaltsbefragung und untersucht das private Spar- und Vorsorgeverhalten in Deutschland. Eine ausführliche Auswertung der SAVE-Daten findet sich bei Börsch-Supan et al. (2006; 2008b).
 <sup>84</sup> Als Schätzmethode wurde ein Probit-Modell gewählt (2007; 2008c).

Dabei kann ein positiver, hoch signifikanter Einfluss der staatlichen Förderung als Spargrund festgestellt werden. Die Ergebnisse tragen somit zur Fundierung eines Mitnahmeeffekts bei.

#### Verdrängungseffekt:

Prinz et al. (2003) untersuchen in einer mikroökonomischen Analyse die Wirkung der Zulagenzahlung auf das Entscheidungsverhalten privater Haushalte. Mit Hilfe eines einfachen 2-Perioden-Modells<sup>85</sup> wird gezeigt, dass die Zulagenförderung unabhängig von der Höhe der privaten Eigenleistung in einer Riester-Rente zu einer Erhöhung des Konsums in der ersten Periode führt. Die staatliche Förderung bewirkt also eine Subvention des Gegenwartskonsums und unterstützt die These vom Einkommenseffekt staatlicher Zulagen.<sup>86</sup>

#### Ergänzende Analysen:

Mit einer vorläufigen Summe von ca. 1,06 Mrd. € an Zulagen für das Beitragsjahr 2006 stellt die Riester-Rente eine nicht zu vernachlässigende Subvention dar, von der auch fiskalische Effekte determiniert werden. Sommer (2007) untersucht diesbezüglich die Auswirkungen einer Erweiterung des Förderrahmens mit der Einkommens- und Verbraucherpreisstichprobe (EVS) für das Jahr 2003. Im Wesentlichen werden zwei Szenarien überprüft: (1) eine Erweiterung des förderfähigen Personenkreises auf alle in der GRV Versicherten und (2) eine Erweiterung der Riester-Rente zu einer allgemeinen staatlich geförderten privaten Altersvorsorge. Unter Berücksichtigung einer Vielzahl von Annahmen über die zukünftig zu erwartende demografische Entwicklung und Partizipation der Riester-Rente würden sich die zusätzlichen Kosten unter (1) auf ca. 90 bis 210 Mio. € und unter (2) auf ca. 0,86 bis 1,65 Mrd. € belaufen (vgl. Sommer 2007, S. 28). Die präsentierten Ergebnisse können aufgrund der Annahmen lediglich Schätzungen darstellen. Sie zeigen aber die fiskalischen Auswirkungen der Riester-Rente für die öffentlichen Haushalte, insbesondere wenn der Erfolg aufgrund möglicher Einkommens- und Substitutionseffekte fraglich bleibt.

<sup>&</sup>lt;sup>85</sup> Dabei stellt die erste Periode die Erwerbsphase und die zweite die Ruhestandsphase dar (vgl. Prinz et al. 2003, S. 400). Ferner wird zwischen einem fixen und einem flexiblen Arbeitsangebot unterschieden. Über ein einfaches Nutzenmaximierungsmodell mit neoklassischen Annahmen wird der optimale Konsum in Periode eins und zwei sowie ein optimaler Sparbetrag in Periode eins für den Ruhestand ermittelt. <sup>86</sup> Prinz et al. (2003) zeigen, dass im Fall "private Ersparnis > nötige Mindesteigenleistung für Riester-Rente" auch in der zweiten, der Ruhestandsperiode, der Konsum steigt. Kritisch können die in Verbindung mit einem 2-Perioden-Modell verwendeten Annahmen, speziell bzgl. der rationalen Erwartungsbil-

dung und vollkommener Voraussicht, angemerkt werden.

87 Die Annahmen beziehen sich auf die Entwicklung des förderfähigen Personenkreises und Prognosen über Sparvolumen, Höhe der Zulagen und der Wirkung des Sonderausgabenabzugs bei einer positiven Einkommensentwicklung (vgl. Sommer 2007, S. 9-13).

## 4 Empirische Analyse der Determinanten der Riester-Rente

#### 4.1 Einstellung zur privaten Altersvorsorge – Querschnittsanalyse

Die vorangegangenen Kapitel gaben einen Überblick über die zu erwartenden Belastungen im System der Alterssicherung in Deutschland. Durch die Einführung der Riester-Treppe sowie des Nachhaltigkeitsfaktors bei der Berechnung des aktuellen Rentenwerts wird das Rentenniveau bis 2050 deutlich sinken (siehe hierzu Kapitel 2.1.1 und 2.2). Ein Ruhestand ohne private Vorsorge mit dem zuvor gewohnten Lebensstandard wird daher nicht mehr möglich sein. Die sich daraus ergebenden Mehrbelastungen für Erwerbstätige bzw. Leistungskürzungen für Rentner werden für das Prinzip des Generationenvertrags eine Bewährungsprobe darstellen. Ein System, wie das der GRV, lässt sich nur dann legitimieren, wenn es von der Gesellschaft akzeptiert wird, die Zufriedenheit hoch ist und über die Generationen nicht übermäßig differiert (vgl. Wunder und Schwarze 2004, S. 4). Diesbezüglich wird in der folgenden empirischen Untersuchung die Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung und die Einstellung der Bevölkerung bezüglich einer privaten Altersvorsorge analysiert. Im Besonderen wird auf die Anreizwirkung der staatlichen Förderung eingegangen.

#### 4.1.1 Daten und Hypothesen

Zur Analyse der Einstellung zur privaten Altersvorsorge werden Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) verwendet. 88 Dabei handelt es sich um eine repräsentative Befragung privater Haushalte, die vom deutschen Institut für Wirtschaftsforschung seit dem Jahr 1984 im jährlichen Rhythmus erhoben wird. Für eine Untersuchung bietet sich im Besonderen die Welle des Jahres 2002 an, da zum einen mit der Rentenreform 2001 die Einführung privater, staatlich geförderter Altersvorsorge beschlossen und zum anderen nachhaltige Leistungseinschnitte in Form der Riester-Treppe realisiert wurden. Die Welle des Jahres 2002 beinhaltet zudem Variablen, die die Einschätzung der Befragten hinsichtlich privater Vorsorge betreffen. Um diejenigen in der Untersuchung zu berücksichtigen, die von den Reformen direkt betroffen sind, wurde der Datensatz auf Individuen im erwerbsfähigen Alter beschränkt. Zudem wurden Selbstständige, Studenten, sofern sie keiner Nebenerwerbstätigkeit mit einem Bruttomonatseinkommen von mehr als 400 € nachgehen, Rentner und Personen mit einem Bruttomonatseinkommen von

<sup>&</sup>lt;sup>88</sup> Die in dieser Diplomarbeit verwendeten Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) wurden vom deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, bereitgestellt.

unter 400 € ("Minijobs") aus dem Datensatz entfernt.<sup>89</sup> Ziel dieser Bereinigung war es, den für die Riester-Rente förderfähigen Personenkreis abzubilden.

#### Abhängige Variablen:

Als abhängige Variable der ersten Schätzung wird die Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung (1) verwendet. Auch wenn sich die Frage innerhalb des SOEP nicht direkt auf die Gesetzliche Rentenversicherung bezieht, dürfte als soziale Sicherung im Wesentlichen die Situation der GRV von den Befragten bei ihren Antworten wahrgenommen worden sein. 90 Die Variable ist ordinal skaliert mit den Ausprägungen von 0 (niedrige Zufriedenheit) bis 10 (hohe Zufriedenheit). Bei Betrachtung der Verteilung (siehe Abbildung 7) fällt der hohe Anteil (ca. 21 %) der mittleren Kategorie auf. Zudem sind insgesamt ca. 49 % eher zufrieden mit der sozialen Sicherung. 91 Die zweite Schätzung befasst sich mit der Zuständigkeit der Altersabsicherung (2). Ziel soll es sein, die Reformbereitschaft der Menschen zu analysieren und die Frage zu klären, inwieweit eine Bereitschaft zu einer privatwirtschaftlich organisierten Altersvorsorge vorhanden ist. Die Variable Zuständigkeit der Altersabsicherung wird durch fünf unterschiedliche Kategorien von 1 (rein staatliche Aufgabe) bis 5 (rein private Aufgabe) beschrieben. Abbildung 7 macht deutlich, dass neben einem sehr geringen Anteil für eine rein private Verantwortlichkeit der Altersabsicherung (1,2 %) eine hohe Bereitschaft für eine Aufteilung der Zuständigkeit auf staatliche und private Ebene (51,8 %) vorhanden ist. Immerhin sehen ca. 12 % der Befragten den Staat als alleinverantwortlich für die Altersabsicherung. Das zentrale Element der privaten Riester-Rente ist die staatliche Förderung. Daher wird in Schätzung (3) die Bedeutung staatlicher Zuschüsse für eine Entscheidung zur privaten Altersvorsorge überprüft. Die kategoriale Variable beinhaltet vier Ausprägungen von 1 (sehr wichtig) bis 4 (gar nicht wichtig). Über 76 % erachten staatliche Zuschüsse als sehr wichtig oder wichtig. Nur ca. 6 % beurteilen die staatliche Förderung für ihre Entscheidung als unwichtig. Um die Anreizfunktion der Förderung abzubilden, wird als abhängige Variable der Schätzung (4) die Entscheidung für private Vorsorge, wenn staatliche Zuschüsse gezahlt werden, herangezogen. <sup>92</sup> Die vier Merkmale werden durch 1 (auf jeden Fall vorsorgen) bis 5 (nein, keine Vorsorge) beschrieben. Abbildung 7 verdeutlicht, dass immerhin ca. 26 % aufgrund staatlicher Zuschüsse eine private Al-

<sup>&</sup>lt;sup>89</sup> Nach Bereinigung des Datensatzes verblieben 31 Missing Values, für die nach grundlegender Analyse "Missing at random" angenommen wurde und die schließlich aus dem Datensatz entfernt wurden.

<sup>&</sup>lt;sup>90</sup> Der Bezug der Variable *Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung* auf die GRV, findet sich auch bei Rinne und Wagner (1995a; 1995b), Schwarze und Wagner (1990) sowie Wunder und Schwarze (2004).

<sup>&</sup>lt;sup>91</sup> Zu einer vertieften Analyse der Variable *Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung* siehe Wunder und Schwarze (2004).

<sup>&</sup>lt;sup>92</sup> Die Frage innerhalb des SOEP lautete im Detail: Werden Sie künftig, wenn es staatliche Zuschüsse gibt, stärker als bisher eigene private Vorsorge für das Alter treffen?

tersvorsorge abschließen würden. Für lediglich ca. 12 % stellen staatliche Zuschüsse keine Anreizwirkung dar.

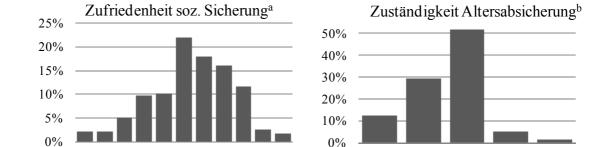
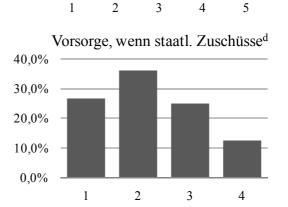


Abbildung 7: Ordered Probit Schätzung – abhängige Variablen



3 4 5 6 7 8



<sup>a</sup>Aufsteigend geordnet von 0 = niedrig bis 10 = hoch. <sup>b</sup>1 = Zuständigkeit allein beim Staat bis 5 = nur private Kräfte zuständig. <sup>c</sup> Staatliche Zuschüsse, 1 = sehr wichtig bis 4 = gar nicht wichtig. <sup>d</sup> 1 = auf jeden Fall vorsorgen bis 4 = keine private Vorsorge.

#### Erklärende Variablen:

Die exogenen Größen lassen sich in fünf verschiedene Gruppen einteilen. Einen Überblick über die verwendeten Variablen gibt Tabelle 4.

Zur ersten Gruppe der prädisponierenden Variablen zählen alle diejenigen, die mit individuellen Personenmerkmalen verbunden sind, wie z. B. das Alter, das Geschlecht, der Familienstand, die Nationalität und Kinder. Hinsichtlich des Alters ist mit einem fortgeschrittenen Alter eine größere Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung zu erwarten, da die Mehrbelastungen in erster Linie jüngere Generationen betreffen und Ältere vergleichsweise besser über ihre Altersvorsorge informiert sind. Zudem dürfte aufgrund der genannten Umstände die Präferenz Älterer bei einer staatlichen Zuständigkeit der Altersabsicherung liegen. Das Vorzeichen der Variable *Alter* dürfte für die Schätzungen (3) und (4) jeweils positiv ausgeprägt sein. Zum einen sollten durch die staatlich geför-

<sup>93</sup> Hinsichtlich des Alters wurde auch auf einen quadratischen Altersterm getestet, für den allerdings keine durchgängigen Signifikanzen zu ermitteln waren.

<sup>&</sup>lt;sup>94</sup> Zu einer ähnlichen Einschätzung kommen Schwarze und Wagner (1990, S. 470) sowie Wunder und Schwarze (2004, S. 12f.). Allerdings zeigen Rinne und Wagner (1995b, S. 291), dass der Alterseffekt verschwindet, je mehr Einflüsse berücksichtigt werden.

derte Altersvorsorge insbesondere diejenigen erreicht werden, die zukünftig am stärksten von den Reformen betroffen sein werden, und zum anderen dürfte die Bereitschaft privat vorzusorgen mit steigendem Alter abnehmen.

Tabelle 4: Querschnittsanalyse - Variablenbeschreibung

Prädisponierende V	ariablen
Alter	Alter in Jahren
Geschlecht	1, wenn weiblich
verheiratet	1, wenn verheiratet
geschieden	1, wenn geschieden
verwitwet	1, wenn verwitwet
alleinerziehend	1, wenn alleinerziehend
KinderU16	1, wenn Kinder unter 16 Jahren im Haushalt leben
Ausländer	1, wenn Staatsangehörigkeit nicht deutsch und nicht in Deutschland geboren
AusländerD	1, wenn Staatsangehörigkeit nicht deutsch, aber in Deutschland geboren
sozioökonomische V	'ariablen
ln.Einkommen ln.Einkommen <sup>2</sup>	monatliches logarithmiertes Netto-Haushaltsäquivalenzeinkommen in € monatliches logarithmiertes Netto-Haushaltsäquivalenzeinkommen,
Mieteinnahmen	quadriert in € 1, wenn Haushalt im vergangenen Jahr Einnahmen aus Vermietung und Verpachtung hatte
Realschule	1, wenn höchster Bildungsabschluss die mittlere Reife
Abitur	1, wenn höchster Bildungsabschluss das Abitur
Universität	1, wenn höchster Bildungsabschluss ein Universitätsabschluss
arbeitslos	1, wenn zur Zeit arbeitslos
Arbeiter	1, wenn derzeitige berufliche Stellung: Arbeiter
Angestellte	1, wenn derzeitige berufliche Stellung: Angestellte
Beamte	1, wenn derzeitige berufliche Stellung: Beamte
Ost	1, wenn in neuen Bundesländern lebend
Sorgen	
allg. Wirtschaft	1, wenn große Sorgen über allgemeine wirtschaftliche Entwicklung
Arbeitsplatz	1 ,wenn große Sorgen über Arbeitsplatzsicherheit
Altersvorsorge	
stark	1, wenn sich HH bereits sehr stark bzw. stark um den Aufbau einer
mittel	privaten Altersvorsorge gekümmert hat 1, wenn sich HH bisher mittelmäßig um den Aufbau einer privaten Altersvorsorge gekümmert hat
weniger	1, wenn sich HH bisher nur wenig um den Aufbau einer privaten Altersvorsorge gekümmert hat
Soziale Sicherung	
Zufriedenheit	1, wenn Zufriedenheit mit sozialer Sicherung in Deutschland < 4 (bei 0 = niedrig und 10 = hoch)

Die Dummy-Variable *Geschlecht* gibt an, ob es sich bei der betrachteten Person um eine Frau (*Geschlecht* = 1) oder einen Mann (*Geschlecht* = 0) handelt. Auch heute noch leisten Frauen einen Großteil der Erziehungsarbeit, sind somit stärker als Männer von Erwerbsunterbrechungen betroffen und müssen zudem häufiger Teilzeitbeschäftigungs-

verhältnisse eingehen (vgl. Wunder und Schwarze 2004, S. 9). Infolgedessen reduzieren sich die Rentenansprüche aus dem System der GRV. Dies sollte sich in einer größeren Unzufriedenheit von Frauen mit dem System der sozialen Sicherung niederschlagen. 95 Dehm und Kilberth (2000, S. 35f.) zeigen, dass Frauen dem Thema Kapitalanlage ein geringeres Interesse entgegenbringen und als Konsequenz die Zuständigkeit ihrer Altersvorsorge an den Staat delegieren. Entsprechend dürfte sich dies durch ein negatives Vorzeichen der Variable Geschlecht in (2) widerspiegeln. Um Frauen demzufolge zu einer privaten Altersvorsorge zu bewegen, sollte die staatliche Förderung von Frauen als wichtig erachtet werden und sich im Falle von Zulagen ebenfalls in einer höheren Bereitschaft zu einer privaten Vorsorge abbilden. Um die individuelle Heterogenität abzubilden wurden die Variablen verheiratet, geschieden und verwitwet (Referenzgruppe bilden die Ledigen) sowie alleinerziehend in die Schätzungen aufgenommen. Im Speziellen ist davon auszugehen, dass Verheiratete und Verwitwete im Vergleich zu Ledigen eine höhere Zufriedenheit empfinden, Geschiedene, insbesondere geschiedene Frauen, angesichts häufig anzutreffender finanzieller Abhängigkeiten vom ehemaligen Ehepartner, unzufriedener mit der sozialen Sicherung sind. 96 Kinder U16 gibt an, ob im Haushalt Kinder unter 16 Jahren leben. Empirische Studien (vgl. Rinne und Wagner 1995b, S. 291; Schwarze und Wagner 1990, S. 472; Wunder und Schwarze 2004, S. 12) deuten auf eine größere Zufriedenheit solcher Haushalte hin, da die Familie ein Gefühl der finanziellen Absicherung vermittelt. Bezüglich staatlicher Zuschüsse dürfte KinderU16 ein negatives Vorzeichen bei (3) und (4), aufgrund der Ausgestaltung und Vorteilhaftigkeit der Riester-Rente für Familien, aufweisen. Die Variablen Ausländer und AusländerD beschließen die Gruppe der prädisponierenden Variablen.

Die zweite Kategorie bildet sozioökonomische Faktoren ab. Hierzu zählen das Einkommen sowie Mieteinnahmen, die Bildung, die berufliche Stellung und die Wohnsituation. Das Einkommen ist als logarithmiertes Haushaltsäquivalenzeinkommen definiert, zudem wird auf einen quadratischen Einkommenseffekt getestet.<sup>97</sup> Gerade für die Schätzungen (3) und (4) ist ein negatives Vorzeichen für *In.Einkommen* und ein positi-

<sup>&</sup>lt;sup>95</sup> Auch bezüglich der Variable Geschlecht zeigen Rinne und Wagner (1995b, S. 291) einen verschwindenden Effekt bei Berücksichtigung weiterer Einflüsse.

<sup>&</sup>lt;sup>96</sup> Diese Vermutung bestätigte sich in verschiedenen empirischen Studien. Vergleiche hierzu Rinne und Wagner (1995b, S. 291) sowie Wunder und Schwarze (2004, S. 9).

<sup>&</sup>lt;sup>97</sup> Die Verwendung des Äquivalenzeinkommens ermöglicht die Vergleichbarkeit von Haushalten unterschiedlicher Größe. Dabei können erreichbare Kostenvorteile größerer Haushalte, die sich durch Skaleneffekte ergeben, gegenüber kleineren Haushalten berücksichtigt werden (vgl. Grabka 2000, S. 292). Das Haushaltsäquivalenzeinkommen im Datensatz zeichnet sich durch eine rechtsschiefe Verteilung aus, wodurch verzerrende Schätzergebnisse entstehen können. Um dies zu vermeiden, wurde eine logarithmische Darstellung gewählt, so dass sich die Verteilung einer Normalverteilung annähert. Vergleiche hierzu Aitchison und Brown (1976) und Wooldridge (2009, S. 191f.).

ves Vorzeichen für den quadrierten Term zu erwarten, da die Bedeutung staatlicher Zuschüsse mit steigendem Einkommen sinken dürfte. Dagegen dürfte die Variable Mieteinnahmen, die den Wert eins annimmt, wenn der Haushalt über solche Einnahmen verfügt, ein positives Vorzeichen in den Schätzungen (3) und (4) aufweisen, da angenommen werden kann, dass Haushalte, die über Immobilien verfügen, ihren Teil zur Altersvorsorge bereits geleistet haben. 98 Die Größen Realschule, Abitur und Universität spiegeln den Bildungsstatus der Befragten, im Vergleich zur Referenzgruppe Hauptschulabschluss, wider. Es ist zu erwarten, dass mit steigender Bildung die Unzufriedenheit wächst und gleichzeitig eine höhere Bereitschaft vorhanden ist, eine eigene Verantwortlichkeit in der Altersabsicherung zu erkennen. Zum anderen dürfte, aufgrund der engen Verknüpfung von Bildung und Einkommen, die Bedeutung staatlicher Zuschüsse mit steigendem Bildungsgrad abnehmen (vgl. Wunder und Schwarze 2004, S. 24f.). 99 Das Vorzeichen der Bildungsvariablen in (4) ist a priori unklar, da nicht abzuschätzen ist, ob mit steigender Bildung, infolge staatlicher Zuschüsse, die private Altersvorsorge ausgeweitet wird. Die Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung dürfte des Weiteren maßgeblich von der Erwerbstätigkeit und der derzeitigen beruflichen Stellung abhängen. Den Ansatzpunkt der GRV bildet die Erwerbstätigkeit (vgl. Wunder und Schwarze 2004, S. 9). Folglich dürfte für die Variable arbeitslos (Referenzgruppe bilden Erwerbstätige) ein negatives Vorzeichen für alle Schätzungen zu erwarten sein. Die verschiedenen Kategorien der beruflichen Tätigkeit beziehen sich auf die Vergleichsgruppe Auszubildende und stehen somit für weitere mögliche Einflussfaktoren. Ost ist eine Dummy-Variable, die angibt, ob die befragte Person in den neuen Bundesländern (Ost = 1) oder in den alten Bundesländern (Ost = 0) lebt. Infolge großer struktureller Probleme und einer hohen Arbeitslosigkeit in den neuen Bundesländern ist eine größere Unzufriedenheit mit der sozialen Sicherung zu vermuten.

Eine dritte Gruppe erklärender Variablen bestimmt den Einfluss von Sorgen über die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung und des Arbeitsplatzes. Es ist davon auszugehen, dass sich sowohl der mögliche Verlust des eigenen Arbeitsplatzes als auch wirtschaftliche Zukunftssorgen negativ auf die Zufriedenheit auswirken und sich in einem größeren Verlangen nach staatlicher Absicherung ausdrücken.

Die drei Variablen der Gruppe Altersvorsorge werden lediglich in den Schätzungen (2) bis (4) betrachtet und geben Aufschluss darüber, in welchem Ausmaß sich die befragte

<sup>98</sup> Vergleiche hierzu auch den Artikel von Wunder und Schwarze (2004, S. 22).

<sup>&</sup>lt;sup>99</sup> Aufgrund der Ausgestaltung der Variable *ln.Einkommen* als Äquivalenzeinkommen des Haushalt ist zu erwarten, dass die Effekte etwas abgeschwächt werden.

Person bereits um den Aufbau einer privaten Altersvorsorge gekümmert hat. *Stark, mittel* und *weniger* stehen dabei jeweils für Dummy-Variablen, die den Wert eins annehmen, wenn sich der Befragte einer Kategorie zuordnen lässt. Wurde bisher *keine* private Vorsorge betrieben, bildet dies die Referenzgruppe. Dabei liegt die Vermutung nahe, dass mit einer zunehmenden eigenen Vorsorgeleistung privaten Kräften eine höhere Bedeutung in der Altersabsicherung eingeräumt wird. Das Vorzeichen für die Schätzungen (3) und (4) bleibt vor dem Hintergrund eines möglichen Mitnahmeeffekts offen.

Als letzte Variable ist die *Zufriedenheit* zu nennen. Diese wird als erklärende Variable den Schätzungen (2) bis (4) hinzugefügt und erlangt Einfluss (*Zufriedenheit* = 1), wenn es sich um Personen handelt, die mit der sozialen Sicherung unzufrieden sind. Der Einfluss der *Zufriedenheit* bleibt a priori unklar.

# Deskriptive Analyse:

Der für die Schätzungen verwendete Datensatz aus dem Jahr 2002 umfasst insgesamt 6.345 Beobachtungen mit Personen im Alter von 22 bis 64 Jahren. Tabelle 5 enthält die deskriptiven Statistiken, Mittelwert und Standardabweichung, des Querschnittsdatensatzes. Das Durchschnittsalter beträgt 43,5 Jahre und liegt damit über dem bei Wunder und Schwarze (2004, S. 31) verwendeten Datensatz.<sup>100</sup>

Der Anteil von Frauen in der Stichprobe beträgt 51,6 %<sup>101</sup> und in 45 % der Haushalte leben Kinder unter 16 Jahren. Das durchschnittliche Netto-Haushaltsäquivalenzeinkommen beträgt ca. 1.529 €, im Minimum lag das *Einkommen* bei ca. 233 € und im Maximum bei ca. 8.485 €. Die neuen Bundesländer, einschließlich Berlin, sind in der Stichprobe mit 29,4 % vertreten. Bei der Gruppe Sorgen fällt auf, dass sich 34,5 % Sorgen über die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung machen, lediglich 11,4 % über ihren Arbeitsplatz in Sorge sind. Immerhin 22,6 % haben sich bereits *sehr stark* um eine private Altersvorsorge gekümmert, insgesamt haben sich damit ca. 74 % mit dem Thema private Vorsorge auseinandergesetzt.

Bei der *Zufriedenheit* gaben 29 % der Befragten an, unzufrieden mit der sozialen Sicherung in Deutschland zu sein.

Dies kann an einer anderen Abgrenzung des Datensatzes liegen. Wunder und Schwarze (2004) betrachteten lediglich westdeutsche Bürger bei Ihrer Untersuchung. Laut Statistischem Bundesamt (2007, S. 24) ist die Bevölkerung in den alten Ländern im Durchschnitt jünger als in den neuen Bundesländern. Insgesamt entspricht das durchschnittliche Alter im gewählten Datensatz dem tatsächlichen in der Bevölkerung (vgl. Statistisches Bundesamt 2006, S. 19).

<sup>&</sup>lt;sup>101</sup> Damit entspricht der Anteil Frauen in der Gesamtstichprobe dem Anteil Frauen in der Gesamtbevölkerung (vgl. Statistisches Bundesamt et al. 2008, S. 11).

**Tabelle 5: Querschnittsanalyse – Deskriptive Statistik** 

n = 6.345	Mittelwert	Standard- abweichung
Prädisponierende Variablen		<del>-</del>
Alter	43,557	10,877
Geschlecht	0,516	0,499
verheiratet	0,639	0,480
geschieden	0,075	0,263
verwitwet	0,011	0,107
alleinerziehend	0,057	0,232
KinderU16	0,450	0,497
Ausländer	0,089	0,286
AusländerD	0,033	0,179
sozioökonomische Variablen		
ln.Einkommen	7,332	0,412
ln.Einkommen <sup>2</sup>	53,934	6,035
Mieteinnahmen	0,099	0,298
Realschule	0,359	0,479
Abitur	0,092	0,290
Universität	0,167	0,372
arbeitslos	0,088	0,283
Arbeiter	0,274	0,446
Angestellte	0,417	0,493
Beamte	0,053	0,225
Ost	0,294	0,456
Sorgen		
allg. Wirtschaft	0,345	0,476
Arbeitsplatz	0,116	0,321
Altersvorsorge		
stark	0,226	0,418
mittel	0,285	0,451
weniger	0,230	0,421
Soziale Sicherung		
Zufriedenheit	0,290	0,454

# Hypothesen:

Gemäß den in den vorherigen Kapiteln dargestellten Zusammenhängen bezüglich der Alterssicherung sollen drei Hypothesen im Folgenden empirisch überprüft werden:

Hypothese 1: Die Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung wird, neben der Erwerbstätigkeit sowie der beruflichen Stellung, von wirtschaftlichen Sorgen und dem Wohngebiet beeinflusst.

Hypothese 2: Menschen, die unzufrieden mit der sozialen Sicherung sind, haben eine größere Präferenz für privatwirtschaftlich organisierte Altersvorsorge und eine Bereitschaft, infolge staatlicher Zuschüsse, privat vorzusorgen.

Hypothese 3: Es existiert ein Substitutions- bzw. Mitnahmeeffekt, d. h. diejenigen, die sich bereits um den Aufbau einer privaten Altersvorsorge gekümmert haben, tendieren dazu ihre Altersvorsorge auszubauen, wenn staatliche Zuschüsse gezahlt werden.

### 4.1.2 Schätzverfahren: Ordered Probit

Zur Schätzung der Einstellung bezüglich privater Vorsorge werden als abhängige Variablen die *Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung*, *Zuständigkeit der Altersabsicherung*, *Bedeutung staatlicher Zuschüsse* und *Vorsorge*, *wenn staatliche Zuschüsse* gezahlt werden, verwendet. Die Anwendung eines linearen Wahrscheinlichkeitsmodells, das sich hinsichtlich der Durchführung einem klassisch linearen Regressionsmodell ähnelt, führt unter Verwendung kategorialer Variablen zu Problemen hinsichtlich einzelner Annahmen. Alle in dieser Querschnittschätzung untersuchten abhängigen Variablen können auf einer Ordinalskala abgebildet werden. Ordinal skalierte Variablen erlauben eine Rangordnung der verschiedenen Kategorien, z. B. im Fall der *Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung* von niedrig nach hoch. Die Berechnung der Koeffizienten erfolgt dabei über ein Ordered Probit- bzw. Ordered Logit-Modell. Det Berechnung latente Latente von der Zufriedenheit um eine nicht beobachtbare, latente

Variable  $y_i^*$ . Es können lediglich Ausprägungen der abhängigen Variable  $y_i$  beobachtet werden. Im Folgenden wird das Konzept der latenten Variable von den einfachen Probit- bzw. Logit-Modellen auf die Schätzung kategorialer Variablen übertragen (vgl. Long 1997, S. 116). Die latente Variable  $y_i^*$  leitet sich von der abhängigen Größe  $y_i$  mit den Ausprägungen - $\infty$  bis + $\infty$ , ab. Des Weiteren wird unterstellt, dass die beobachtbare

Hinsichtlich der Annahmen des klassisch linearen Regressionsmodells siehe auch Maddala (2001, S. 64f.) und Wooldridge (2009, S. 157f.). Bezüglich der Probleme bei der Verwendung linearer Wahrscheinlichkeitsmodelle zur Schätzung qualitativ abhängiger Variablen bieten Greene (2008, S. 772-775), McKelvey und Zavoina (1975, S. 104-107), Long (1997, S. 38-40) sowie Maddala (2001, S.319f.) einen vertieften Einblick.

<sup>&</sup>lt;sup>103</sup> Dabei bleibt der Abstand zwischen den einzelnen Kategorien unbekannt, während bei klassisch linearen Regressionsmodellen ein konstanter Abstand unterstellt wird (vgl. Long 1997, S. 114).

<sup>&</sup>lt;sup>104</sup> Zu einem Vergleich zwischen Ordered Probit- und Ordered Logit-Modellen siehe Amemiya (1981, S. 1502f.), Long (1997, S. 42f.) und Maddala (2001, S. 322-324). Für die weitere Darstellung findet eine Beschränkung hinsichtlich des Ordered Probit-Modells statt.

 <sup>&</sup>lt;sup>105</sup> Zu den folgenden Ausführungen vergleiche die Arbeiten von Greene (2008, S. 832f.), Long (1997, S. 116-124), Long und Cheng (2004, S. 268-269), Maddala (1983, S. 46-48) und Verbeek (2008, S. 113-222).

abhängige Variable  $y_i$  lediglich unvollständige Informationen bezüglich der latenten Variable  $y_i^*$  liefert. Demnach lässt sich eine Zuordnung der Variable  $y_i$  zu den einzelnen Kategorien wie folgt determinieren:

$$y_i = m$$
, gegeben  $\tau_{m-1} \le y_i^* < \tau_m$  für  $m = 1$  bis  $J$ . (4.1)

Dabei geben die  $\tau$ -Werte die jeweiligen Schwellen<sup>106</sup> an, die die einzelnen Kategorien voneinander trennen (vgl. Long 1997, S. 116). Die äußersten Kategorien 0 und J zeichnen sich durch ein offenes Ende, mit  $\tau_0 = -\infty$  und  $\tau_j = +\infty$ , aus.<sup>107</sup> Der Zusammenhang zwischen beobachteter Variable  $y_i$  und latenter Größe  $y_i^*$  ergibt sich somit über (vgl. Long 1997, S. 117):

$$y_{i} = \begin{cases} 0, \text{ wenn } \tau_{0} = -\infty \leq y_{i}^{*} < \tau_{1} \\ 1, \text{ wenn } \tau_{1} \leq y_{i}^{*} < \tau_{2} \\ \vdots \\ 10, \text{ wenn } \tau_{10} \leq y_{i}^{*} < \tau_{11} = \infty. \end{cases}$$

$$(4.2)$$

Für einen Befragten bedeutet dies, dass er die Antwortkategorie  $\theta$  (*niedrig*) wählen würde, wenn die latente Variable zwischen den Schwellenwerten  $\tau_0 = -\infty$  und  $\tau_1$  liegt. Die Strukturgleichung des Modells wird durch:

$$y_i^* = x_i \beta + \varepsilon_i \tag{4.3}$$

beschrieben.  $x_i$  gibt dabei den Zeilenvektor, mit einer Konstanten in der ersten Zeile und der i-ten Beobachtung in Spalte k+1 für  $x_k$ , an.  $\beta$  beschreibt den Spaltenvektor der Koeffizienten mit dem ersten Element  $\beta_0$  als Konstante sowie dem Störterm  $\varepsilon_i$ .  $^{108}$  Es wird die Wahrscheinlichkeit eines beobachteten Wertes  $y_i = m$ , gegeben  $x_i$ , berechnet, die abhängig von der Region der Fehlerverteilung zwischen den Schwellenwerten ist. Bezüglich der Fehlerterme wird unterstellt, dass diese normalverteilt um die Regressionslinie, mit einem Mittelwert = 0 und einer Varianz = 1, sind (vgl. Long 1997, S. 120). Für  $y_i = 0$ , damit befindet sich  $y_i^*$  zwischen  $\tau_0$  und  $\tau_1$ , berechnet sich die Wahrscheinlichkeit über:

<sup>&</sup>lt;sup>106</sup> In der Literatur findet sich auch häufig die Bezeichnung "cutpoints" oder "thresholds" für Schwellenwerte (vgl. Long 1997, S. 116).

 $<sup>^{107}</sup>$  Für J = 2 entspricht das Ordered Probit-Modell genau einem Probit-Modell (vgl. Long 1997, S. 116). Würde man y direkt auf x regressieren, entstünden Probleme hinsichtlich der Fehlerterme. Dies wäre nur dann möglich, wenn die Kategorien alle den gleichen Abstand zueinander aufwiesen (vgl. Long 1997, S. 118).

$$\Pr(y_i = 0 \mid x_i) = \Pr(\tau_0 \le y_i^* < \tau_1 \mid x_i). \tag{4.4}$$

Ersetzt man  $y_i^*$  durch  $x_i\beta + \varepsilon_i$ , folgt daraus:

$$\Pr(y_i = 0 \mid x_i) = \Pr(\tau_0 \le x_i \beta + \varepsilon_i < \tau_1 \mid x_i). \tag{4.5}$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass sich die Zufallsvariable zwischen zwei Schwellenwerten befindet, ergibt sich durch die Differenz der über die kumulative Normalverteilungsfunktion ermittelten Werte (vgl. Wooldridge 2009, S. 576). Gegeben die Dichtefunktion  $\phi$  und die Verteilungsfunktion  $\Phi$ 

$$\phi(\varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{\varepsilon^2}{2}\right) \text{ und } \Phi(\varepsilon) = \int_{-\infty}^{\varepsilon} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt, \tag{4.6}$$

folgt:

$$\Pr(y_{i} = 0 \mid x_{i}) = \Pr(\varepsilon_{i} < \tau_{1} - x_{i}\beta \mid x_{i}) - \Pr(\varepsilon_{i} \le \tau_{0} - x_{i}\beta \mid x_{i})$$

$$\triangleq \Phi(\tau_{1} - x_{i}\beta) - \Phi(\tau_{0} - x_{i}\beta). \tag{4.7}$$

Und verallgemeinernd für alle beobachtbaren Größen  $y_i = m$ , gegeben  $x_i$  gilt: 109

$$\Pr(y_i = m \mid x_i) = \Phi(\tau_m - x_i \beta) - \Phi(\tau_{m-1} - x_i \beta). \tag{4.8}$$

Das Ordered Probit-Modell wird unter Verwendung der Maximum-Likelihood-Methode<sup>110</sup> geschätzt und führt nach Verbeek (2008, S. 177) und Wooldridge (2009, S. 579) zu konsistenten, asymptotisch normalverteilten und asymptotisch konsistenten Schätzern.<sup>111</sup> Die Likelihood-Funktion wird somit durch

$$L(\beta, \tau \mid y, X) = \prod_{i=1}^{N} p_{i} = \prod_{j=1}^{J} \prod_{y_{i}=1} \left[ \Phi(\tau_{i} - x_{i}\beta) - \Phi(\tau_{j-1} - x_{i}\beta) \right]$$
(4.9)

abgebildet. Durch Logarithmierung der Likelihood-Funktion, unter Verwendung von (4.8), erhält man schließlich die Log-Likelihood-Funktion

$$\ln L(\beta, \tau \mid y, X) = \sum_{j=1}^{J} \sum_{y_i = j} \ln \left[ \Phi\left(\tau_j - x_i \beta\right) - \Phi\left(\tau_{j-1} - x_i \beta\right) \right]. \tag{4.10}$$

<sup>&</sup>lt;sup>109</sup> Zu einer Identifikation des Modells ist es wichtig, entweder die Konstante oder den ersten Schwellenwert gleich Null zu setzen. Unabhängig von der Wahl bestehen keine Konsequenzen für Parameter oder Signifikanztests (vgl. Long 1997, S. 122f.; Long und Cheng 2004, S. 269). Für die Schätzungen in dieser Arbeit wurde die Konstante auf Null normiert.

Bezüglich der verwendeten Schätzmethode Maximum-Likelihood siehe ergänzend Gourieroux (2000, S. 77f.), Verbeek (2008, S. 171-178) und Wooldridge (2002, S. 385-395).

<sup>&</sup>lt;sup>111</sup> Unterstellt wird für den Fehlerterm eine Normalverteilung mit Mittelwert gleich Null und konstanter Varianz gleich eins. Ferner gilt die Annahme der Unabhängigkeit der Beobachtungen (vgl. Long 1997, S. 120f.).

Über die Maximierung von Gleichung (4.10) können nun die Parametervektoren  $\tau$  und  $\beta$  berechnet werden. De bezeichnet die kumulative Verteilungsfunktion. Um eine mögliche Fehlspezifikation, die sich durch eine inkorrekte Annahme über die Verteilung der Störterme ergeben könnte, zu vermeiden, werden robuste Standardfehler zur Schätzung verwendet (vgl. Long und Freese 2006, S. 86; Greene 2008, S. 780).

*Gütemaße:* Da die Varianz nicht geschätzt werden kann, führt die Verwendung herkömmlicher R<sup>2</sup> zu Problemen führt und es werden so genannte Pseudo-R<sup>2</sup> zur Beurteilung der Modellgüte verwendet.<sup>113</sup> Im Folgenden wird die Anpassungsgüte anhand nachstehender Gütemaße beurteilt:

McFaddens Adj. R<sup>2</sup>: 
$$R_{McF}^{2} = 1 - \frac{\ln \hat{L}(M_{Voll}) - K}{\ln \hat{L}(M_{Konstante})}$$
(4.11)

Mit  $M_{\text{Voll}}$  gleich der Log-Likelihood-Funktion des vollen Modells und  $M_{\text{Konstante}}$  für die Log-Likelihood-Funktion des Modells nur mit Konstante. Da das McFadden-Maß mit der Anzahl erklärender Variablen steigt, wurde das um die Anzahl der Parameter K korrigierte Maß gewählt (vgl. Long 1997, S. 104f.).

McKelvey & Zavoina R<sup>2</sup>: 
$$R_{MZ}^2 = \frac{V\hat{a}r(\hat{y}^*)}{V\hat{a}r(\hat{y}^*) + Var(\varepsilon)}$$
 (4.12)

Das McKelvey und Zavoina Maß ergibt sich aus dem Verhältnis von "Varianz der Regression" und der Summe aus "Varianz der Regression" und dem erwarteten quadrierten Fehlerterm (vgl. McKelvey und Zavoina 1975, S. 111f.).

Akaike Informations-
$$AIC = -2 \ln \hat{L}(M_{Voll}) + 2P \tag{4.13}$$
 kriterium:

Einen Ansatz zum Vergleich von Modellen unterschiedlicher Größe oder zur Beurteilung nicht-genesteter Modelle bietet das Akaike-Informationskriterium, mit  $M_{\text{Voll}}$  für die Log-Likelihood-Funktion des vollen Modells und P für die Anzahl der Parameter. Dabei bedeutet ein niedrigerer AIC-Wert eine bessere Anpassung an das Modell. 114

<sup>&</sup>lt;sup>112</sup> Die Anzahl der geschätzten Schwellenwerte ergibt sich über die Anzahl der Kategorien minus eins. Dabei geben  $\tau_0$  und  $\tau_{11}$  jeweils die Grenzen an und werden nicht geschätzt.

<sup>&</sup>lt;sup>113</sup> In der Literatur existiert eine Vielzahl verschiedener Gütemaße, jedoch hat sich bisher kein allgemein anerkanntes Maß herauskristallisiert. Für eine breitere Diskussion sei auf die Arbeiten von Greene (2008, S. 790-793), Maddala (2001, S. 327-329), Long (1997, S. 104-110), Long und Freese (2006, S. 109-112), Verbeek (2008, S. 205-207) und Wooldridge (2009, S. 580) verwiesen.

<sup>&</sup>lt;sup>114</sup> Hinsichtlich der Berechnung des Akaike-Informationskriteriums existieren in der Literatur unterschiedliche Ansätze. Die hier gewählte Methode sieht von einer Division durch die Anzahl der Beobachtungen ab, weshalb deutlich höhere Werte zu erwarten sind.

# 4.1.3 Ergebnisse

Die in diesem Abschnitt präsentierten Ergebnisse beziehen sich auf den Querschnittsdatensatz wie unter 4.1.1 erläutert. Für jede abhängige Variable wird, unabhängig voneinander, ein Ordered Probit-Modell mit den jeweils gleichen erklärenden Variablen geschätzt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 6 zusammengefasst.

In der Gruppe der prädisponierenden Variablen zeigt sich, dass das Alter offenbar keinen Einfluss auf die Zufriedenheit hat. 115 Für die Präferenz, ob der Staat oder private Kräfte für die Altersabsicherung zuständig sein sollten, kann ein hoch signifikant negativer Effekt des Alters ermittelt werden. D. h. mit zunehmendem Lebensalter steigt die Präferenz staatlicher Verantwortung zur Sicherung des Ruhestands. In den Schätzungen (3) und (4) besitzt die Altersvariable den erwarteten Einfluss. Ältere halten staatliche Zuschüsse eher für unwichtig und würden, wenn es eine staatliche Förderung gibt, diese auch lediglich schwach annehmen. Frauen weisen generell eine höhere Unzufriedenheit mit der sozialen Sicherung auf, allerdings erweist sich dieses Ergebnis als nicht signifikant. 116 Hinsichtlich der Zuständigkeit der Altersabsicherung entspricht das signifikant negative Ergebnis den Erwartungen. Frauen sehen folglich eher als Männer den Staat in der Pflicht. Gemäß den Vorüberlegungen spielen staatliche Zuschüsse für Frauen eine signifikant bedeutendere Rolle als für Männer, zwar weist das Vorzeichen des Geschlechtsparameters in (4) ein positives Vorzeichen auf, ist jedoch nicht signifikant. Der Familienstand bleibt für die Beurteilung der Zufriedenheit ohne Einfluss. Interessanterweise räumen Verheiratete und Geschiedene staatlichen Zuschüssen eine signifikant höhere Priorität ein als Ledige, was sich in einem negativen Vorzeichen niederschlägt. Der Koeffizient der Größen geschieden und verwitwet ist in (4) signifikant negativ. Das bedeutet, dass diese Gruppe, aufgrund staatlicher Zulagen, privat vorsorgen oder bereits bestehende Ersparnisse ausweiten würde. Leben Kinder unter 16 Jahren im Haushalt wirkt sich dies positiv auf die Zufriedenheit der Befragten aus. Demnach wird die Familie, wie vermutet, als finanzielle Absicherung betrachtet. 117 Zudem wird die staatliche Förderung für wichtig erachtet und die Vorsorge (4) bei Zulagenzahlung ausgeweitet.

<sup>&</sup>lt;sup>115</sup> Zu einem ähnlichen Ergebnis kamen bereits Rinne und Wagner (1995a, S. 12; 1995b, S. 291), die keinen Alterseffekt auf die Zufriedenheit feststellen konnten.

Ebenso konnte kein geschlechtsspezifischer Effekt auf die Zufriedenheit bei Rinne und Wagner (1995a, S. 291; 1995a, S. 12) sowie Schwarze und Wunder (2004, S. 9) nachgewiesen werden.
 Vergleiche hierzu auch Rinne und Wagner (1995b, S. 291).

Tabelle 6: Ergebnisse Querschnittschätzung

	)		(2)			<b>E</b>	"	9
		Zufriedenheit	Zuständigkeit	igkeit	Bede	Bedeutung	Vors	Vorsorge,
	soz. Sic	soz. Sicherung	Altersabsicherung	herung	staatl. Z	staatl. Zuschüsse	wenn staatl	wenn staatl. Zuschüsse
	Koeff.	Koeff. P-Wert	Koeff. P-Wert	o-Wert	Koeff.	Koeff. P-Wert	Koeff.	Koeff. P-Wert
Prädisponierende Variablen	riablen							
Alter	-0,0024	-0,0024 (0,164)	-0,0049	-0,0049 (0,006)***	0,0207	0,0207 (0,000)***	0,0273	0,0273 (0,000)***
Geschlecht	-0,0253	-0,0253 (0,358)	-0,0825	(0,005)***	-0,1065	(0,000)***	0,0126	0,0126 (0,668)
verheiratet	0,0123	0,0123 (0,773)	0,0338	(0,455)	-0,1012		-0,0468	-0,0468 (0,301)
geschieden	-0,0480	-0,0480 (0,451)	0,0744 (	(0,261)	-0,1254	(0,056)*	-0,1657	(0,013)**
verwitwet	0,0182	0,0182 (0,885)	0,2358 (	(0,054)*	-0,1459	(0,296)	-0,2503	
alleinerziehend	0,0399	0,0399 (0,513)	-0,0040	(0,948)	-0,1081	*(0,087)	-0,0171	(0,786)
KinderU16	0,0746	0,0746 (0,014)***	0,0124 (	(0,707)	-0,0952	(0,005)***	-0,0888	(0,007)***
Ausländer	0,2685	0,2685 (0,000)***	-0,0104	(0,844)	0,0665	(0,204)	0,1022	(0,034)**
AusländerD	0,2070	0,2070 (0,008)***	-0,2172 (	***(900,0)	-0,0457	(0,553)	0,0503	(0,502)
sozioökonomische Variablen	ıriablen							
ln.Einkommen	-0,4316	-0,4316 (0,585)	-1,0102	(0,182)	-2,0102	(0,012)**	-2,2817	(0,003)**
ln.Einkommen <sup>2</sup>	0,0364	0,0364 (0,496)	0,0864 (	*(260,0)	0,1558	(0,004)***	0,1591	(0,002)**
Mieteinnahmen	0,0287	0,0287 (0,538)	0,1034 (	(0,035)**	0,1872	***(000,0)	0,1182	(0,019)**
Realschule	-0,0443	-0,0443 (0,187)	0,0629	*(0,090)	0,0815	(0,028)***	-0,6817	(0,057)*
Abitur	-0,1143	-0,1143 (0,028)**	0,1710 (	(0,002)***	0,1603	(0,003)***	-0,1906	(0,001)***
Universität	-0,0387	-0,0387 (0,397)	0,1817 (	***(000,0)	0,2531	***(000,0)	-0,1766	(0,000)***
arbeitslos	-0,1962	-0,1962 (0,001)***	-0,1135 (	*(0,057)	-0,1992	(0,001)***	-0,1198	(0,043)**
Arbeiter	-0,1243	-0.1243 (0.004)***	-0,1557 (	(0,001)***	-0,2690	***(000,0)	-0,2348	***(000,0)
Angestellte	-0,1165	-0,1165 (0,004)***	0,0258	(0,557)	-0,0752	(0,092)*	-0,1697	***(000'0)

٩	01710	20000	0 0 0 1		0.000		0000	
Beamte	0,1650	0,1650 (0,018)***	-0,0611 (0,3/8)	(0, 5/8)	-0,0253 (0,710)	(0,/10)	-0,0/82 (0,2/6)	(0,7/0)
Ost	-0,1496	-0.1496 (0.000)***	-0,0918	(0,010)**	-0,0318	(0,371)	0,0187	(0,581)
Sorgen								
allg. Wirtschaft	-0,2857	-0,2857 (0,000)***	-0,1072	(0,001)**	-0,1716	-0.1716 (0.000)***	-0,0902	-0,0902 (0,003)***
Arbeitsplatz	-0,1570	-0.1570 (0.000)***	-0,1268	(0,007)***	-0,1122	(0,013)**	-0,0659	(0,135)
Altersvorsorge								
stark			0,3233	***(0000)	-0,2163	(0,000)***	-0,5522	(0,000)***
mittel			0,2449	(0,000)***	-0,2071	(0,000)***	-0,5753	(0,000)***
weniger			0,1291	(0,001)**	-0,1763	(0,000)***	-0,3558	(0,000)***
Soziale Sicherung								
Zufriedenheit			-0,0637	-0,0637 (0,051)*	0,0411	0,0411 (0,198)	0,1176	0,1176 (0,000)***
Log-Likelihood	-13.185,58		-7.226,43		-7.327,33		-8.027,33	
Wald	382,56	382,56 (0,000)***	351,19	351,19 (0,000)***	621,11	621,11 (0,000)***	755,09	755,09 (0,000)***
McFadden's Adj. R2	0,013		0,024		0,041		0,046	
McKelvey & Zavoina R <sup>2</sup>	2 0,059		990,0		0,111		0,131	
AIC	26.435,16		14.512,87		14.712,66		16.112,67	
Beobachtungen	6.345		6.345		6.345		6.345	

\*\*\*, \*\* bzw. \*: Signifikant auf dem 1 %, 5 % bzw. 10 %-Niveau.

Die Variablen *Ausländer* und *AusländerD* sind, im Hinblick auf die Zufriedenheit signifikant positiv von Null verschieden. Folglich empfinden Ausländer, ob in Deutschland geboren oder nicht, eine höhere Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung.

Im Hinblick auf die sozioökonomischen Variablen fällt auf, dass das Einkommen sowie Mieteinnahmen als Approximation für Eigentum keinen Einfluss auf die Zufriedenheit haben. In (3) und (4) besitzt Einkommen jeweils ein signifikant negatives und der quadratische Einkommensterm jeweils ein signifikant positives Vorzeichen. D. h., es besteht zwischen dem Einkommen und der Bedeutung staatlicher Zuschüsse sowie der Ausweitung der privaten Vorsorge, wenn solche Zuschüsse gezahlt werden, ein u-förmiger Zusammenhang. Aus den Parameterschätzungen folgt, dass bis zu einem Netto-Haushaltsäquivalenzeinkommen von ca. 633 € staatliche Zuschüsse eher für wichtig erachtet werden. Bei einem Einkommen, das 633 € übersteigt verlieren diese Zuschüsse an Gewicht. Für Schätzung (4) zeigt sich, dass die Befragten bis zu einem Haushaltsäquivalenzeinkommen (netto) von ca. 1.300 € ihre private Vorsorge, infolge einer Förderung, eher ausweiten würden, die Zuschüsse bei einem höheren Einkommen allerdings, keinen Anreizeffekt mehr bieten, wie schon in (3) deutlich wurde. Für die Größe Mieteinnahmen ergeben sich in (3) und (4) die erwartet signifikanten Einflüsse.

Mit einer höheren Bildung steigt signifikant die Wahrscheinlichkeit bezüglich der Zuständigkeit der Altersabsicherung (2) eine höhere Kategorie zu wählen. Interessanterweise werden mit höherer Bildung staatliche Zuschüsse eher als unwichtig interpretiert, im Vergleich zur Referenzgruppe Hauptschulabschluss. Dahinter ist zu vermuten, dass mit einem höheren Bildungsstand ein Bewusstsein für die Notwendigkeit der privaten Vorsorge, auch ohne staatliche Förderung, zur Sicherung des Lebensstandards im Alter bereits vorliegt. Andererseits wird im Falle solcher Zuschüsse die private Vorsorge ausgeweitet. Somit ergeben sich erste Hinweise für eine Bestätigung von *Hypothese 3*, der Existenz eines Mitnahmeeffekts.

Wie vermutet, bewerten Arbeitslose aufgrund der Erwerbszentrierung der GRV, die Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung signifikant schlechter als diejenigen, die einer Erwerbstätigkeit nachgehen. Beamte hingegen sind merklich zufriedener mit dem Sozialsystem als die Referenzgruppe Azubis. Die Variable *Ost* impliziert eine größere Unzufriedenheit mit der sozialen Sicherung.

<sup>&</sup>lt;sup>118</sup> Die Wahrscheinlichkeit, dass mit einer höheren Bildung, die private Vorsorge im Falle staatlicher Zulagen ausgeweitet wird, steigt von *Realschule* bis *Abitur*, im Vergleich zu *Hauptschule*. Allerdings zeigt sich auch, dass der Effekt von *Abitur* zu einem Universitätsabschluss wieder sinkt. Eine Erklärung könnte sein, dass das Abitur eine Allgemeinbildung darstellt, die sich durch ein Studium lediglich in einen speziellen Fachbereich weitergehend vertieft.

Wie erwähnt, setzt die GRV an der Erwerbstätigkeit an. Somit lässt sich auch erklären, weshalb Menschen, die über einen möglichen Arbeitsplatzverlust in Sorge sind und damit einer größeren finanziellen Belastung unterliegen, eher eine größere Unzufriedenheit empfinden. Diese Ergebnisse führen schließlich zu einer Unterstützung von *Hypothese 1*. Allerdings ist interessant, dass diejenigen, die in Sorge sind und dem Sozialsystem eine größere Unzufriedenheit entgegenbringen, dennoch den Staat in der Verantwortung für die Altersabsicherung sehen. Offenbar ist das Vertrauen in den Staat größer als in die Privatwirtschaft. In diesem Zusammenhang ist auch erklärbar, dass diejenigen, die unzufrieden sind und die Altersabsicherung eher dem Staat zuweisen, eine Förderung der Altersvorsorge als sehr wichtig betrachten. Allerdings würde sich dies lediglich im Falle der wirtschaftlichen Sorgen signifikant in einer größeren Nachfrage nach Altersvorsorge bemerkbar machen.

Mit zunehmenden Bemühungen um den Aufbau einer privaten Altersvorsorge steigt die Wahrscheinlichkeit in (2) eine höhere Kategorie gewählt zu haben, also privaten Kräften eine Mitverantwortung in der Altersabsicherung zuzusprechen. Alle Dummy-Variablen, die in (3) und (4) die bisherige private Altersvorsorge abbilden sollen, weisen ein hoch signifikant negatives Vorzeichen auf. Das bedeutet, dass diejenigen, die sich um ihre Altersvorsorge bereits gekümmert haben, zum einen staatlichen Zuschüssen ein hohes Gewicht einräumen und auf der anderen Seite ihre Altersvorsorge sogar ausweiten würden. Folglich erreicht die staatliche Förderung der privaten Altersvorsorge nicht diejenigen, die bisher keine Vorsorge betreiben, sondern wird von denen antizipiert, die sich bereits mit dem Thema beschäftigt haben. Die präsentierten Ergebnisse deuten also auf die Existenz eines Mitnahmeeffekts bei der Riester-Rente hin und sprechen somit für *Hypothese* 3.

Die Variable *Zufriedenheit* besitzt in (2) ein negatives Vorzeichen. Entgegen *Hypothese 2* führt eine höhere Unzufriedenheit nicht zur Präferenz privatwirtschaftlicher Systeme, sondern zu einem größeren Verlangen nach staatlicher Zuständigkeit. Es wird deutlich, wie zuvor bei der Variable *Sorge um den Arbeitsplatz* bereits beschrieben, dass es sich anscheinend um eine Gruppe handelt, die zwar mit der Ausgestaltung des Sozialsystems unzufrieden ist, den Ausweg allerdings nicht in einer privaten, sondern vielmehr in einer verstärkten staatlichen Absicherung sieht. Dieses Argument findet Unterstützung bei Betrachtung des Einflusses in (4). Unzufrieden würden aufgrund staatlicher Förderung keine private Altersvorsorge betreiben oder bereits bestehende ausdehnen.<sup>120</sup>

<sup>&</sup>lt;sup>119</sup> Dieses Ergebnis wird auch bei Wunder und Schwarze (2004, S. 12) bestätigt.

<sup>&</sup>lt;sup>120</sup> Dieses Ergebnis stimmt mit den Untersuchungen von Wunder und Schwarze (2004, S. 17) überein.

Somit lassen sich zwei wesentliche Erkenntnisse festhalten. Erstens, die Riester-Förderung erreicht nicht diejenigen, die sich bisher nicht um ihre Altersvorsorge gekümmert haben, sondern führt vielmehr zu der Vermutung eines Mitnahmeeffekts. Zweitens deuten die Ergebnisse darauf hin, dass mit dem Sozialsystem Unzufriedene sich mehr Staat wünschen.

Die Qualität der Schätzungen lässt sich anhand der Wald-Statistik sowie den in Kapitel 4.1.2 besprochenen Gütemaße beurteilen. Die Wald-Statistik<sup>121</sup> ist in allen Fällen signifikant von Null verschieden. Das bedeutet, dass die Zusammenhänge nicht alleine, durch ein Modell mit Konstante erklärt werden können. Das R<sup>2</sup> nach McFadden ist für alle Schätzungen (1) bis (4) mit Werten zwischen 0,013 und 0,046 relativ gering. McKelvey und Zavoinas R<sup>2</sup> liegt hingegen für die vier Schätzungen jeweils darüber. Für das Akaike Informationskriterium liegt der Wert in (1) mit 26.435,16 am höchsten und für die Schätzungen (2) bis (4) auf einem deutlich niedrigeren Niveau. Da es sich allerdings um unterschiedlich abhängige Variablen handelt, ist ein Vergleich der Modelle schwierig.

# 4.2 Entscheidung für die Riester-Rente – Panelanalyse

Wie in den Kapiteln 2 und 3 verdeutlicht wurde, besteht die Notwendigkeit zu einer privaten Altersvorsorge, um den Lebensstandard im Alter sichern zu können. Mit der Rentenreform 2001 wurde die staatlich geförderte Riester-Rente implementiert, um über finanzielle Anreize die Bevölkerung zu einer vermehrten Altersvorsorge zu bewegen. Dabei ist von Interesse, welche individuellen Einflussgrößen den Abschluss einer Riester-Rente determinieren. In der bisherigen Analyse hinsichtlich der Einstellung zur privaten Altersvorsorge wurden anhand von Querschnittsdaten vier verschiedene Ordered Probit-Modelle geschätzt. Für die Determinanten der Riester-Rente findet eine Panelschätzung Anwendung, um eine zeitliche Entwicklung zu betrachten, die bei einer reinen Querschnittsanalyse vernachlässigt werden würde. Durch eine Panelschätzung werden die Vorteile von Quer- und Längsschnitt vereint, indem die Individuen über mehrere Perioden betrachtet werden. 122

<sup>&</sup>lt;sup>121</sup> Anhand der Wald-Statistik lässt sich beurteilen, ob die verwendeten Variablen zusammen einen Erklärungsgehalt aufweisen. Ergänzend hierzu siehe Long (1997, S. 89-93).

<sup>&</sup>lt;sup>122</sup> Im Allgemeinen spricht man von Paneldaten, wenn für eine bestimmte Untersuchungseinheit in mehreren aufeinander folgenden Perioden Beobachtungen für ein und dasselbe Merkmal existieren (vgl. Baltagi 2008, S. 1f.).

## 4.2.1 Vor- und Nachteile von Panelverfahren – verwendete Schätzmethode

Durch die Kombination von Quer- und Längsschnittdaten beinhaltet ein Paneldatensatz diverse Vorteile, die sich zum einen durch die Berücksichtigung und Kontrolle von individueller Heterogenität ergeben. Das bedeutet, dass neben denen im Modell enthaltenen Variablen weitere individual- oder zeitspezifische Effekte existieren, die bei einer reinen Quer- oder Längsschnittbetrachtung vernachlässigt werden würden. Zum anderen liefern Paneldaten mehr Informationen und eine höhere Variabilität in den Daten, die das Problem der Multikollinearität verringert. Hinzu kommt eine höhere Anzahl an Freiheitsgraden, wodurch schließlich eine höhere Effizienz der Schätzer ermöglicht wird. Zudem lassen sich über die zeitliche Dimension eine dynamische Entwicklung beobachten sowie weitere Effekte messen und identifizieren, die bei einer Betrachtung ausschließlich von Querschnittsdaten oder Zeitreihen nicht untersucht werden könnten.

Allerdings beinhalten Paneldaten auch gewisse Nachteile (vgl. Baltagi 2008, S. 8f.; Hsiao 2003, S. 7-11). So verringert sich im Zeitablauf, aufgrund der Panelsterblichkeit, die Repräsentativität. Ein weiteres Problem besteht darin, bei einer Erhebung über mehrere Perioden widersprüchliche Antworten von den Befragten zu bekommen.

#### Schätzmethode:

Im Folgenden wird zur Untersuchung von binär abhängigen Variablen das Modell einer unbeobachtbaren, latenten Variable verwendet. D. h., es wird die Wahrscheinlichkeit geschätzt, ob ein Individuum *i* in Periode *t* einen Riester-Vertrag abgeschlossen hat oder nicht. Die Grundgleichung des Modells ergibt sich somit durch (vgl. Verbeek 2008, S. 394):

$$y_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}. \tag{4.14}$$

Dabei steht der Index i für die Anzahl der Beobachtungen (von 1 bis N) und t spiegelt die Perioden wider (von 1 bis T). Das bedeutet, i ist Ausdruck der Querschnittsdimension und t des Längsschnitts (vgl. Baltagi 2008, S. 11).  $x_{it}$  gibt den Vektor der erklärenden Variablen zum Zeitpunkt t für jede Beobachtungseinheit i an;  $\beta$ 

<sup>&</sup>lt;sup>123</sup> Vergleiche zu den Ausführungen der Vor- und Nachteile einer Panelschätzung die Arbeiten von Baltagi (2008, S. 6-8), Greene (2008, S. 182f.) und Hsiao (2003, S. 1-8).

Multikollinearität liegt vor, wenn zwischen zwei oder mehreren erklärenden Variablen starke korrelative Beziehungen existieren, die zu konsistenten, aber ineffizienten Schätzern führen (vgl. Verbeek 2008, S. 46f.).

<sup>&</sup>lt;sup>125</sup> Unter Panelsterblichkeit wird im Allgemeinen das Problem verstanden, dass durch Nichtbeantwortung oder Tod eines Individuums das Panel lediglich in der ersten Erhebungsperiode repräsentativ ist (vgl. Baltagi 2008, S. 7-9).

den Parametervektor und  $\varepsilon_{it}$  den Störterm. Hinsichtlich des Fehlerterms wird unterstellt, dass dieser unabhängig und gleichverteilt über i und t sowie unabhängig von  $x_{it}$  ist. Da  $y_{it}^*$  eine nicht beobachtbare Größe darstellt, werden lediglich Ausprägungen von 0 und 1 für die beobachtete Variable  $y_{it}$  wahrgenommen, die mit der latenten Variable wie folgt zusammenhängt (vgl. Verbeek 2008, S. 396):

$$y_{it} \begin{cases} = 1, \text{ wenn } y_{it}^* > 0 \\ = 0, \text{ wenn } y_{it}^* \le 0. \end{cases}$$
 (4.15)

Folglich nimmt die beobachtete Variable  $y_{it}$  den Wert eins an, wenn  $y_{it}^*$  größer Null. Der Fehlerterm  $\varepsilon_{it}$  aus (4.14) lässt sich zusätzlich in einen zeitunabhängigen individualspezifischen Effekt  $\alpha_i$  sowie einen restlichen Störterm  $u_{it}$  aufgliedern.

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it} \tag{4.16}$$

Dabei gibt  $\alpha_i$  die unbeobachtbare Heterogenität zwischen den unterschiedlichen Individuen an. Der restliche Störterm  $u_{ii}$  hingegen variiert über die Zeit und die Individuen, sodass ihm zunächst die Eigenschaft des üblichen Fehlerterms in einer Regressionsgleichung zukommt (vgl. Verbeek 2008, S. 397). Je nachdem, wie die Annahmen hinsichtlich des Parameters  $\alpha_i$  lauten, handelt es sich entweder um ein Fixed-effects- oder Random-effects-Modell. Wird  $\alpha_i$  als gruppen- bzw. individualspezifischer Term interpretiert, der für jede Beobachtungseinheit i durch das Modell geschätzt werden kann, spricht man von einem Fixed-effects-Modell. Die Methode der Fixed-effects-Schätzung eignet sich besonders, wenn sichergestellt ist, dass die Unterschiede zwischen den einzelnen Beobachtungseinheiten als Veränderungsparameter im Modell angesehen werden können (vgl. Baltagi 2008, S. 238f.).  $^{127}$  Wird hingegen  $\alpha_i$  als individualspezifischer Fehlerterm angesehen, der zufällig über die Beobachtungseinheiten i verteilt ist, geht man von einem Random-effects-Modell aus.  $^{128}$  Besonders für große Stichproben, die einer großen Grundpopulation entstammen, wie dies beim SOEP der Fall ist, bietet sich

<sup>&</sup>lt;sup>126</sup> Zu einer tiefergehenden Diskussion bzgl. der Unterscheidung zwischen Fixed- und Random-effects-Modellen siehe Arellano (2003, S. 7-29), Baltagi (2008, S. 237-245) und Greene (2001).

<sup>&</sup>lt;sup>127</sup> Das bedeutet, dass für eine große Stichprobe *N* Dummy-Variablen durch das Modell geschätzt werden müssen und somit die Freiheitsgrade sinken. Zu den Problemen des Fixed-effects-Schätzers bei binär abhängigen Variablen, dem "incidental parameter problem" sowie den Lösungsansätzen des konditionalen Logit-Modells siehe ergänzend Baltagi (2008, S. 238f.) und Hamerle und Ronning (1995, S. 417f.)

<sup>&</sup>lt;sup>128</sup> Die weiteren Ausführungen beschränken sich auf den Fall des Random-effects-Probit-Modells, das auch in der Schätzung Anwendung findet. Zu einem Überblick über das Random-effects-Probit-Modells siehe Baltagi (2008, S. 241-244), Greene (2001; 2008, S. 550-553) Hsiao (2003, S. 199-202) und Maddala (1987, S. 318-324).

ein Random-effects-Modell an. Zudem ist es möglich, Rückschlüsse von der Stichprobe auf die Grundgesamtheit zu ziehen. Daneben liefert eine derartige Spezifikation eine höhere Effizienz und bietet mehr Informationen darüber, wie viel der zufälligen Variabilität durch den individuenspezifischen Effekt erklärt werden kann (vgl. Jones et al. 2007, S. 239). In Bezug auf den Fehlerterm müssen spezielle Annahmen über die Verteilung unterstellt werden (vgl. Greene 2008, S. 550-553; Maddala 1987, S. 317f.). So wird angenommen, dass  $\alpha_i$  und  $u_{it}$  unkorreliert und jeweils unabhängig von  $x_{it}$ , alle Fehlerterme normalverteilt und homoskedastisch (konstante Varianz) sind. Somit folgt für den gesamten Fehlerterm  $\varepsilon_{it}$ :

$$E\left[\varepsilon_{it}\right] = 0$$

$$Var\left[\varepsilon_{it}\right] = \sigma_{u}^{2} + \sigma_{\alpha}^{2} = 1 + \sigma_{\alpha}^{2}$$

$$Corr\left[\varepsilon_{it}; \varepsilon_{is}\right] = \rho = \frac{\sigma_{\alpha}^{2}}{1 + \sigma_{\alpha}^{2}} \qquad \text{für } t \neq s.$$

$$(4.17)$$

Die Varianz des üblichen Störterms  $u_{ii}$  wird auf eins normiert, die des individualspezifischen Zufallsterms  $\alpha_i$  entspricht  $\sigma_{\alpha}^2$ .  $\rho$  gibt dann den Korrelationskoeffizienten an, also den Teil der Varianz, der durch das Panel erklärt wird (vgl. Jones et al. 2007, S. 240). 129

Um die Parameter  $\beta$  mittels Maximum-Likelihood schätzen zu können, ist es wichtig, den Beitrag jedes Individuums zur Likelihood-Funktion zu kennen. Dieser wird durch die Wahrscheinlichkeit bestimmt, eines der T Ereignisse  $y_{i1}, \ldots, y_{iT}$  zu beobachten. Die Wahrscheinlichkeit wird dabei determiniert von der gemeinsamen Verteilung der latenten Variable  $y_{i1}^*, \ldots, y_{iT}^*$ , durch Integration über das entsprechende Intervall. Werden für die Fehlerterme die entsprechenden Annahmen herangezogen, ergibt sich die gemeinsame Wahrscheinlichkeit durch:

<sup>&</sup>lt;sup>129</sup> Liegt  $\rho$  nahe bei Null, bedeutet dies, dass sich das Panel nicht von einem normalen Probit-Modell (pooled) unterscheidet.

<sup>&</sup>lt;sup>130</sup> Zu den folgenden Ausführungen siehe Verbeek (2008, S. 396-398).

<sup>131</sup> D. h., es existieren T Integrale, die in der Schätzung numerisch berechnet werden (vgl. Verbeek 2008, S. 396). Wird unterstellt, dass die Fehlerterme unabhängig von  $x_{it}$  sind, folgt für die gemeinsame Wahrscheinlichkeit:  $f(y_{i1}, \ldots, y_{iT} | x_{i1}, \ldots, x_{iT}, \beta) = \prod_i f(y_{it} | x_{it}, \beta)$ . Dies erfordert ein T-eindimensionales Integral, das üblicherweise in der Schätzung numerisch berechnet wird.

$$f(y_{i1},...,y_{iT} | x_{i1},...,x_{iT},\beta) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(y_{i1},...,y_{iT} | x_{i1},...,x_{iT},\alpha_i,\beta) f(\alpha_i) d\alpha_i$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \left[ \prod_{t} f(y_{it} | x_{it},\alpha_i,\beta) \right] f(\alpha_i) d\alpha_i.$$
(4.18)

Für ein Random-effects-Probit-Modell ergibt sich demnach für den Ausdruck in der Likelihood-Funktion (4.18), also die Wahrscheinlichkeit, ob Riester abgeschlossen wird oder nicht:

$$f(y_{it} | x_{it}, \alpha_i, \beta) = \begin{cases} \Phi\left(\frac{x_{it}\beta + \alpha_i}{\sqrt{1 - \sigma_{\alpha}^2}}\right), & \text{wenn } y_{it} = 1\\ 1 - \Phi\left(\frac{x_{it}\beta + \alpha_i}{\sqrt{1 - \sigma_{\alpha}^2}}\right), & \text{wenn } y_{it} = 0. \end{cases}$$

$$(4.19)$$

Unter Verwendung von  $\Phi$ , der kumulativen Dichtefunktion einer Standardnormalverteilung, entspricht die Dichte von  $\alpha_i$  folglich:

$$f(\alpha_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\frac{\alpha_i^2}{\sigma_\alpha^2}\right\}$$
 (4.20)

Das in (4.18) gegebene univariate Integral kann schließlich über das Gauß-Hermite-Quadraturverfahren maximiert werden (vgl. Jones 2007, S. 103). 132

# 4.2.2 Daten und Hypothesen

Für die nachfolgende Panelschätzung werden, wie für die Querschnittsanalyse in Kapitel 4.1, Daten des Sozioökonomischen Panels verwendet. Der Datensatz basiert auf den Wellen der Jahre 2004, 2006 und 2007, womit sich die dynamische Entwicklung im Riester Abschlussverhalten (wie in Kapitel 3.2.2 beschrieben) darstellen lassen sollte. Um den förderfähigen Personenkreis abzubilden, wurde der Datensatz auf Personen im erwerbsfähigen Alter bereinigt, sowie Personen, die sich bereits im Ruhestand befinden, heraus gerechnet. Zudem wurden Selbstständige und Individuen, die die Einkommensrestriktionen nicht erfüllen, aus dem Datensatz entfernt. Im Wesentlichen entspricht der für die Panelanalyse verwendete Datensatz dem der Querschnittsbetrachtung. Es wurden jedoch spezifische Variablen ergänzt und andere, die nicht in allen Wellen zur Verfügung standen, aus dem Datensatz entfernt.

 <sup>&</sup>lt;sup>132</sup> Zu einer vertieften Darstellung des Random-effects-Probit-Verfahrens sowie der Gauß-Hermite Quadratur vgl. Baltagi (2008, S. 242f.), Hamerle und Ronning (1995, S. 419f.) und Jones et al. (2007, S. 239).
 <sup>133</sup> Für den Anspruch auf Förderung innerhalb einer Riester-Rente muss ein monatliches Bruttoeinkommen von 400 € vorliegen. Dies gilt auch für Studenten, die einer Nebenerwerbstätigkeit nachgehen. Minijobs unterliegen keiner Riester-Förderung.

# Abhängige Variable:

Als abhängige Variable wird die Größe *Riester-Rente* verwendet. Dabei handelt es sich um eine binäre Variable, die den Wert eins annimmt, wenn ein Riester-Vertrag abgeschlossen wurde und den Wert Null, wenn nicht.

#### Erklärende Variablen:

Die exogenen Größen lassen sich in sieben Gruppen unterteilen (siehe Tabelle 7).

Die erste Gruppe bildet periodenspezifische Effekte ab. *D2006* nimmt den Wert eins an, wenn es sich um Beobachtungen aus dem Jahr 2006 handelt, *d2007* spiegelt die Beobachtungen aus dem Jahr 2007 wider. Das Jahr 2004 bildet dabei die Referenzgruppe. Es ist ein positiver Effekt für beide Jahresdummys, aufgrund der steigenden Anzahl abgeschlossener Riester-Verträge im Zeitverlauf, zu erwarten.

In der Gruppe der prädisponierenden Variablen sind die unterschiedlichen Altersterme zu nennen. Untersucht werden zum einen ein linearer Effekt des Alters sowie ein quadratischer Term. Im Hinblick auf die vermehrte Nachfrage jüngerer Kohorten nach einer Riester-Rente sowie aufgrund der bestehenden Notwendigkeit für diese Gruppe privat vorzusorgen, dürfte das Vorzeichen für *Alter* positiv und für *Alter*<sup>2</sup> demzufolge negativ sein. Entsprechende Effekte sind somit auch für die Gruppe der Altersdummys zu erwarten, die in Schätzung (3) gesondert untersucht werden.

Die Variable *Geschlecht* nimmt den Wert eins an, wenn es sich um eine weibliche Befragte handelt, Männer bilden die Referenzgruppe. Der Effekt Geschlecht sollte sich positiv bemerkbar machen, da sich bereits in der deskriptiven Analyse der Riester-Rente in Kapitel 3.2.3 zeigte, dass der Anteil weiblicher Zulagenempfänger bei ca. 56 % liegt. Hinsichtlich des Familienstandes wurden die Größen *verheiratet*, *geschieden* und *verwitwet* aufgenommen, um die individuelle Heterogenität abzubilden. Wie zuvor in Kapitel 4.1.3 dargestellt, befürworten Haushalte, in denen Kinder unter 16 Jahren leben, staatliche Zuschüsse und würden ihre private Vorsorge ausweiten, wenn sie finanziell unterstützt würden. Zum anderen sollten sich die relativ hohen Kinderzulagen im Rahmen der Riester-Förderung positiv auf die Wahrscheinlichkeit, einen Riester-

<sup>&</sup>lt;sup>134</sup> Börsch-Supan et al. (2007, S. 25) kamen in Ihrer Untersuchung anhand von Daten der SAVE-Studie für das Jahr 2005 mittels Probit-Schätzung zu einem schwach signifikant negativen Einfluss der Variable *Geschlecht*. Allerdings konnte in einer weiteren Schätzung sowie in Börsch-Supan et al. (2008c, S. 311) kein signifikanter Einfluss des Geschlechts festgestellt werden.

<sup>&</sup>lt;sup>135</sup> Die Größe a*lleinerziehend* wird ausschließlich in Schätzung (8) betrachtet, eine Unterstichprobe, wenn Kinder unter 16 Jahren im Haushalt leben.

Vertrag abzuschließen, auswirken. <sup>136</sup> Die Größen *Ausländer* und *AusländerD* beschließen die Gruppe der prädisponierenden Variablen.

Die dritte Gruppe der sozioökonomischen Faktoren beinhaltet sowohl einen linearen als auch quadratischen Term für das logarithmierte Haushaltsäquivalenzeinkommen (netto in Euro). <sup>137</sup> Unter Berücksichtigung der Tatsache, dass ca. 27 % der Zulagenempfänger über ein Bruttojahreseinkommen unter 20.000 € verfügen, sollte der Effekt der Variable *ln.Einkommen* positiv und für den quadratischen Term negativ sein. D. h., die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen sinkt mit steigendem Einkommen. <sup>138</sup> Die Bildungsvariablen *Realschule*, *Abitur* oder *Universität* sollen weitere individuenspezifische Merkmale abbilden, Referenzgruppe bildet ein *Hauptschulabschluss*.

Des Weiteren beinhaltet die Gruppe sozioökonomischer Variablen solche, die den Erwerbsstatus darstellen (als Referenzgruppe fungiert hier ein *Azubi*). Bezugnehmend auf die Ergebnisse der Schätzung (4) aus Kapitel 4.1.3 ist eine größere Partizipation der Riester-Rente von Arbeitern und Angestellten zu vermuten. Aufgrund des überproportional hohen Anteils Geförderter aus den neuen Ländern (vgl. Stolz und Rieckhoff 2008, S. 273) ist für die Größe *Ost* ein positives Vorzeichen zu erwarten.

Die vierte Gruppe soll spezielle Vermögensmerkmale wie Eigentum, das Vorhandensein einer Lebensversicherung oder eines Bausparvertrages abbilden. Das Vorzeichen dieser Variablen bleibt a priori unklar, da zu überprüfen ist, ob es einen Mitnahmeeffekt oder eine Verdrängung anderer Anlageprodukte durch die Riester-Rente gibt. Als weitere Merkmale gehen Sorgen und Interessen der Befragten in die Untersuchung ein. Auf der einen Seite führen wirtschaftliche Sorgen, wie unter 4.1.3 gezeigt, dazu, dass staatliche Zuschüsse als signifikant wichtig erachtet werden. Zum anderen würden Befragte, die in Sorge über die wirtschaftliche Entwicklung sind, ihre private Altersvorsorge bei Zuschüssen ausweiten. Demzufolge ist auch ein positiver Effekt für die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen zu erwarten.

Hinsichtlich der Definition und Abgrenzung der Variable *logarithmiertes Haushaltsäquivalenzeinkommen* siehe Fußnote 97.

<sup>&</sup>lt;sup>136</sup> Diese Vermutung findet Unterstützung durch die Ergebnisse von Börsch-Supan et al. (2006, S. 67; 2007, S. 25; 2008c, S. 311), die einen hoch signifikant positiven Einfluss der Variable *Anzahl der Kinder* auf die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen, herausgearbeitet haben.

<sup>&</sup>lt;sup>138</sup> Diese Einschätzung leitet sich auch aus den Ergebnissen des Orderd Probit-Modells (4) aus Kapitel 4.1 ab sowie anhand der Ergebnisse von Börsch-Supan et al. (vgl. 2007, S. 25; 2008c, S. 311). Auf der anderen Seite existiert, unabhängig vom jeweiligen Einkommen, in den kommenden Jahren eine Rentenlücke, die durch private Vorsorge geschlossen werden muss, möchte man seinen Lebensstandard sichern. Somit lässt sich auch vermuten, dass die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen, unabhängig vom Einkommen ist.

<sup>&</sup>lt;sup>139</sup> Die Variable *Teilzeit*, die den Wert eins annimmt, wenn die befragte Person einer Teilzeitbeschäftigung nachgeht, wird ausschließlich in Schätzung (8) betrachtet.

# Tabelle 7: Panelanalyse – Variablenbeschreibung

**Jahresdummy** 

d2006 1, wenn Jahr 2006 d2007 1, wenn Jahr 2007

Prädisponierende Variablen

Alter Alter in Jahren

Alter<sup>2</sup> Alter in Jahren quadriert Alter < 30 Alter kleiner 30 Jahre

Alter 30-40 Alter zwischen 30 und 40 Jahren Alter 40-50 Alter zwischen 40 und 50 Jahren Alter 50-60 Alter zwischen 50 und 60 Jahren

Geschlecht 1, wenn weiblich
verheiratet 1, wenn verheiratet
geschieden 1, wenn geschieden
verwitwet 1, wenn verwitwet
alleinerziehend 1, wenn alleinerziehend

KinderU16 1, wenn Kinder unter 16 Jahren im Haushalt leben

Ausländer 1, wenn Staatsangehörigkeit nicht deutsch und nicht in Deutschland

geboren

AusländerD 1, wenn Staatsangehörigkeit nicht deutsch, aber in Deutschland geboren

sozioökonomische Variablen

In.Einkommen monatliches log. Netto-Haushaltsäquivalenzeinkommen in €

ln.Einkommen<sup>2</sup> monatliches log. Netto-Haushaltsäquivalenzeinkommen in €, quadriert

Realschule 1, wenn höchster Bildungsabschluss die mittlere Reife

Abitur 1, wenn höchster Bildungsabschluss das Abitur

Universität 1, wenn höchster Bildungsabschluss ein Universitätsabschluss

Teilzeit 1, wenn zur Zeit in Teilzeitbeschäftigung
Arbeiter 1, wenn derzeitige berufliche Stellung: Arbeiter
Angestellte 1, wenn derzeitige berufliche Stellung: Angestellte
Beamte 1, wenn derzeitige berufliche Stellung: Beamte

Ost 1, wenn in neuen Bundesländern lebend

Vermögensmerkmale

Eigentum 1, wenn HH über Immobilien verfügt

Lebensvers. 1, wenn HH im Vorjahr eine Lebensversicherung besaß
Bausparvertrag 1, wenn HH im Vorjahr einen Bausparvertrag besaß

**Sorgen und Interessen** 

allg. Wirtschaft 1, wenn große Sorgen über allgemeine wirtschaftliche Entwicklung

Arbeitsplatz 1 ,wenn große Sorgen über Arbeitsplatzsicherheit

Politikinteresse 1, wenn großes Interesse für Politik

Krankenversicherung

Private Zusatz 1, wenn private HH über private Krankenzusatzversicherung verfügt

Interaktionsterm

verheiratet \* 1, wenn verheiratet gleich eins und Geschlecht gleich eins

Geschlecht

Zudem sollten Befragte, die ein großes Interesse an politischen Entwicklungen und somit einen besseren Informationsstand bezüglich der Renten- und Reformpolitik haben, eine höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen zu "riestern". Die Variable *Private Zusatz* nimmt den Wert eins an, wenn der Befragte eine private Krankenzusatzversicherung besitzt (Null, wenn nicht). Aufgrund der damit verbundenen höheren Bereitschaft zu einer privaten Absicherung wird für die Riester-Rente ein positiver Zusammenhang unterstellt.

Die letzte Gruppe besteht aus einem Interaktionsterm zwischen den zwei Dummy-Variablen verheiratet und Geschlecht. Dieser findet lediglich dann Einfluss, wenn die Variable Geschlecht gleich eins (also weiblich) und die Dummy-Variable verheiratet gleich eins ist (Referenzgruppe bilden verheiratete Männer). Fraglich bleibt die Richtung des zu erwartenden Effekts. Auf der einen Seite können verheiratete Frauen in dem Fall dass ihr Ehepartner bereits über einen Riester-Vertrag verfügt, selbst dann "riestern", wenn sie kein eigenes Einkommen haben. Andererseits besitzen verheiratete Frauen über ihren Ehepartner bereits eine finanzielle Absicherung für das Alter.

## Deskriptive Statistik:

Die Schätzungen wurden insgesamt mit sechs Stichproben durchgeführt. Die Schätzungen (1) bis (3) enthalten alle Befragten, umfassen also 11.136 Beobachtungen, wobei es Unterschiede zwischen den Modellen hinsichtlich der verwendeten erklärenden Variablen gibt. Stichprobe (4) bezieht sich ausschließlich auf weibliche Befragte mit 5.865 Beobachtungen und in (5) werden lediglich männliche Personen betrachtet. Diese Gruppe umfasst 5.271 Beobachtungen. Für die Schätzungen (6) und (7) findet eine Unterteilung in Bundesgebiete statt. Dabei umfasst die Untergruppe West (6) 8.039 und die Untergruppe Ost (7) 3.097 Beobachtungen. Die letzte Schätzung befasst sich mit Haushalten, in denen Kinder unter 16 Jahren leben und schließt 4.699 Beobachtungen ein. Tabelle 8 enthält die deskriptiven Statistiken des Paneldatensatzes, unterteilt nach den jeweiligen Stichproben. Hinsichtlich des Alters ergeben sich für die Stichproben (1) bis (6) keine wesentlichen Unterschiede. Das Alter liegt in (8) mit 39,04 Jahren unter dem der restlichen Stichproben. Der Anteil Frauen in der Gesamtstichprobe liegt bei 52,6 %; im Westen ist dieser mit 53,2 % höher als in der Gesamtstichprobe und in den neuen Bundesländern (51,0 %).

Dabei entspricht das Durchschnittsalter in der Gesamtstichprobe dem durchschnittlichen Alter von ca. 42 Jahren der Bevölkerung Deutschlands (vgl. Statistisches Bundesamt 2006, S. 17).

**Tabelle 8: Panelanalyse – Deskriptive Statistik** 

	ges	gesamt	nur F	nur Frauen	_	nur Männer	änner	×	West	0	Ost	Kinde	Kinder U16
	MW	SD	MW SD	SD		MW	SD	MW	SD	MW	SD	MW	SD
Abhängige Variable:	ble:												
Riester	0,161	0,161 0,368	0,172	0,172 0,377	7	0,150 0,357	0,357	0,153	0,153 0,360	0,183	0,183 0,387	0,231 0,421	0,421
Erklärende Variablen:	blen:												
Jahresdummy													
d2006	0,333 0,471	0,471	0,333	0,471	1	0,333	0,471	0,333	0,471	0,333	0,333 0,471	0,330	0,330 0,470
d2007	0,333 0,471	0,471	0,333	0,471	_	0,333	0,471	0,333	0,471	0,332	0,471	0,314	0,464
Prädisponierende Variablen	Variabl	en											
Alter	42,367 9,957	9,957	42,331	9,935		42,449	9,981	42,196	9,856	42,882	10,199	39,046	6,625
Alter <sup>2</sup>	1895,84 847,95	847,95	1890,66	847,16		1901,60	848,87	1877,71	842,45	1942,89	860,14	1568,51	522,27
Alter < 30	0,126	0,126 0,332	0,130	0,336	9	0,123	0,329	0,122	0,327	0,139	0,346	0,088	0,284
Alter 30-40	0,310	0,310 0,462	0,312	0,463	33	0,308	0,461	0,332	0,471	0,253	0,435	0,504	0,500
Alter 40-50	0,328	0,462	0,322	0,467	7	0,333	0,471	0,319	0,466	0,350	0,477	0,363	0,480
Alter 50-60	0,211	0,408	0,212	0,409	6	0,209	0,406	0,202	0,401	0,234	0,423	0,042	0,202
Geschlecht	0,526	0,526 0,499	ı	•		1	ı	0,532	0,498	0,510	0,499	0,531	0,499
verheiratet	969,0	0,696 0,459	0,711	0,453	3	0,678	0,466	0,710	0,453	0,658	0,474	0,847	0,359
geschieden	0,089	0,285	0,096	0,295	2	0,081	0,273	0,087	0,283	0,093	0,291	0,063	0,244
verwitwet	0,012	0,1111	0,018	0,135	5	0,005	9/0,0	0,008	0,094	0,021	0,146	0,004	990,0
alleinerziehend	0,052	0,222	0,075	0,263	33	0,026	0,160	0,050	0,218	0,057	0,231	0,067	0,250
KinderU16	0,421	0,493	0,426	0,495	2	0,417	0,493	0,450	0,497	0,347	0,476	•	ı
Ausländer	0,076	0,076 0,265	0,071	0,257	7	0,081	0,274	0,104	0,306	0,002	0,053	0,103	0,304
AusländerD	0,025	0,025 0,156	0,023	0,152	5	0,026	0,161	0,034	0,187	0,001	0,025	0,033	0,179

sozioökonomische Variablen	e Variabl	en										
ln.Einkommen	7,392 0,419	0,419	7,374	0,430	7,412	0,405	7,433	0,416	7,284	0,406	7,277	0,366
ln.Einkommen <sup>2</sup>	54,822 6,195	6,195	54,563	6,362	55,111		55,434		53,236	5,914	53,103	5,350
Realschule	0,364 0,481	0,481	0,394	0,488	0,331	0,470	0,299		0,534	0,498	0,368	0,482
Abitur	0,097	0,296	0,102	0,302	0,092		0,111		0,059	0,237	0,114	0,318
Universität	0,191	0,393	0,186	0,389	0,196		0,155		0,283	0,450	0,178	0,382
Teilzeit	0,162	0,369	0,289	0,453	0,021	0,145	0,170	0,376	0,141	0,348	0,219	0,413
Arbeiter	0,275	0,446	0,158	0,365	0,406		0,259	0,438	0,316	0,465	0,269	0,443
Angestellte	0,461 0,498	0,498	0,521	0,499	0,394	0,488	0,470	0,499	0,437	0,496	0,435	0,495
Beamte	0,064 0,245	0,245	0,050	0,218	0,080		0,072	0,259	0,043	0,203		0,242
Ost	0,278 0,448	0,448	0,269	0,443	0,287	0,452	ı				0,229	0,420
Vermögensmerkmale	male											
Eigentum	0,515 0,499	,499	0,513 0	0,499	0,518	0,499	0,515	0,499	0,516 0,499	0,499	0,562	0,496
Lebensvers.	0,673 0,468	,468	0,664 0	0,472	0,683	0,465	0,674	0,468	0,670	0,469	0,699	0,458
Bausparvertrag	0,542 (	0,498	0,537 0	0,498	0,547	0,497	0,546	0,497	0,530 0,499	0,499	0,575	0,494
Sorgen und Interessen	.essen											
allg.Wirtschaft	0,421 (	0,493	0,436 0	0,495	0,405	0,491	0,404	0,490	0,467	0,499	0,408	0,491
Arbeitsplatz	0,143 (	0,350	0,130 0	0,336	0,157 0,364	0,364	0,125	0,331	0,187	0,390	0,132	0,339
Politikinteresse	0,312 0	0,463	0,230 0	0,420	0,404	0,490	0,319	0,466	0,294 0,455	0,455	0,292	0,454
Krankenversicherung	rung											
Private Zusatz	0,134 0,341	,341	0,147 0,354	,354	0,120 0,325	0,325	0,146 0,353	0,353	0,104 0,305	0,305	0,134 0,340	0,340
Interaktionsterm	_											
verheiratet * Geschlecht	0,374 (	0,484	0,711 0,	,453	ı	ı	0,380	0,485	0,360	0,480	0,435	0,495
Beobachtungen	11.136		5.865		5.271		8.039		3.097		4.699	

In der Gesamtstichprobe sowie der in (4) und (5) liegt der Anteil der Haushalte, in denen Kinder unter 16 Jahren leben bei ca. 42 %. In Westdeutschland ist dieser mit 45 % deutlich höher als in den neuen Bundesländern mit 34,7 %.

In der Gruppe der sozioökonomischen Variablen fallen die Unterschiede für das Haushaltsäquivalenzeinkommen (netto) zwischen West und Ost auf. Für West beträgt das durchschnittliche Haushaltsäquivalenzeinkommen 1.690 € und für Ost 1.456 €. Das durchschnittliche Einkommen in der Gruppe derer, in denen Kinder unter 16 Jahren leben, liegt noch unter dem in den neuen Bundesländern bei 1.446 €. 141 Der Anteil derer, die über eine Lebensversicherung verfügen, liegt relativ konstant zwischen 66,4 % und 69,9 %. Innerhalb der Gesamtstichprobe gaben 42,1 % der Befragten an, Sorgen über die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung zu haben. Dabei beträgt der Anteil im Westen 40,4 %; in den neuen Bundeländern immerhin 46,7 %. Unterschiede zwischen den Stichproben bestehen auch in Bezug auf das politische Interesse. Von den weiblichen Befragten gaben lediglich 23,0 % an, großes Interesse an Politik zu haben. Hingegen zeigen Männer mit 40,4 % ein deutlich größeres Interesse an politischen Gegebenheiten.

Insgesamt gaben in der Gesamtstichprobe 13,4 % der Personen an, eine private Krankenzusatzversicherung zu besitzen, dies ist in den neuen Bundesländern mit 10,4 % seltener der Fall.

#### Hypothesen:

Im Rahmen der theoretischen Auseinandersetzung mit dem Thema Riester-Rente, wurden verschiedene Effekte postuliert, die den Abschluss einer Riester-Rente determinieren. Anhand der folgenden Panelschätzung sollen fünf Hypothesen empirisch überprüft werden:

Hypothese 1: Die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen wird bestimmt von Alter, Geschlecht, der beruflichen Stellung und dem Wohngebiet.

Hypothese 2: Die Tatsache, dass Kinder im Haushalt leben, beeinflusst die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen positiv.

<sup>&</sup>lt;sup>141</sup> Diese Einkommenshöhe lässt sich allerdings auch durch die Berechnung der Einkommensvariable relativieren. Durch die Verwendung des Haushaltsäquivalenzeinkommens wird das monatliche Nettoeinkommen durch die Wurzel der Anzahl der Haushaltsmitglieder geteilt.

- Hypothese 3: Menschen, die für ihre Altersabsicherung vorsorgen, nutzen mehrere Kanäle. Zudem existiert ein Mitnahmeeffekt der Riester-Rente, d. h. diejenigen, die in Form von Eigentum oder Lebensversicherung vorsorgen, haben eine höhere Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen.
- Hypothese 4: Zwischen dem Vorhandensein einer privaten Krankenzusatzversicherung und dem Abschluss einer Riester-Rente besteht ein positiver Zusammenhang.
- Hypothese 5: Auch zwischen der Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag abgeschlossen zu haben und der Tatsache, dass es sich um eine verheiratete Frau handelt, besteht ein positiver Zusammenhang.

# 4.2.3 Ergebnisse

Die in diesem Abschnitt präsentierten Ergebnisse beziehen sich auf die sechs unterschiedlichen Stichproben, wie unter Kapitel 4.2.2 erläutert. Es handelt sich insgesamt um acht Random-effects-Probit-Schätzungen, wie sie in Kapitel 4.2.1 dargestellt wurden. Als abhängige Variable wird in allen Schätzungen die qualitativ abhängige Variable *Riester-Rente* verwendet.

#### *Gesamtstichprobe:*

Die drei Schätzungen der Gesamtstichprobe unterscheiden sich hinsichtlich der verwendeten erklärenden Variablen. In (1) wird ein kleineres Modell ohne Familienstandsvariablen betrachtet. Schätzung (2) beinhaltet sowohl die Größen, die die familiäre Situation charakterisieren als auch den Interaktionsterm. Modell (3) verändert Modell (2) dahingehend, dass der lineare und quadratische Altersterm durch Altersdummys ersetzt wird. Tabelle 9 beinhaltet die Schätzergebnisse der Modelle (1) bis (3):

Die zeitspezifischen Variablen sind über alle Schätzungen hochsignifikant von Null verschieden. Es lässt sich folglich eine dynamische Entwicklung betrachten. Geht man von einer Beobachtung aus dem Jahr 2006 aus, erhöht dies die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen im Vergleich zum Referenzjahr 2004. In der Gruppe der prädisponierenden Variablen lässt sich für das Alter ein signifikant inverser u-förmiger Zusammenhang in (1) und (2) erkennen. Die Wahrscheinlichkeit zu "riestern" steigt

Die Schätzungen wurden mittels adaptivem Gauß-Hermite Quadraturverfahren durchgeführt. Um zuverlässige Parameter zu erhalten, wurde die Anzahl der verwendeten Quadraturen überprüft und schließlich auf 18 Quadraturen erhöht.

also zunächst an, erreicht ihr Maximum in (1) bei 35,0 Jahren und in (2) bei 33,5 Jahren und sinkt im weiteren Verlauf wieder.<sup>143</sup> In Abbildung 8 ist der Zusammenhang zwischen einem Riester-Vertrag und dem Alter graphisch dargestellt. Die Maximalwerte ergeben sich im Schnittpunkt der ersten Ableitung mit der Abszisse.

Abbildung 8: Zusammenhang zwischen Riester und Alter

Quelle: Eigene Darstellung.

Dieser Effekt lässt sich auch in (3) anhand der einzelnen Altersdummys betrachten. Im Vergleich zur Referenzgruppe der über 65-Jährigen ist die Wahrscheinlichkeit zu "riestern" in jüngeren Jahren deutlich höher.

Die Tatsache eine Frau zu sein, erhöht signifikant die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag abzuschließen. Dieses Resultat ist in (1) deutlich geringer als in (2) und (3), was darauf schließen lässt, dass in Schätzung (1) der Effekt unterschätzt wird und es weiterer erklärender Variablen bedarf. Die in den Schätzungen zwei und drei integrierten Familienstandsvariablen haben, bis auf *verheiratet* in (2), keinen Einfluss auf den Abschluss einer Riester-Rente. Die Variable *KinderU16*, die angibt, ob Kinder unter 16 Jahren im Haushalt leben, erhöht in allen Schätzungen signifikant die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen und führt somit zur Unterstützung von *Hypothese 2*. <sup>144</sup> Zudem weisen Ausländer und Ausländer, die in Deutschland geboren wurden eine signifikant geringere Wahrscheinlichkeit auf zu "riestern" als deutsche Staatsbürger. In der Gruppe der sozioökonomischen Variablen fällt auf, dass die Riester-Rente offenbar unabhängig vom Einkommen ist. Demzufolge findet der Gedanke Unterstützung, dass aufgrund der vom Einkommen unabhängigen Rentenlücke auch die Nachfra-

<sup>&</sup>lt;sup>143</sup> Börsch-Supan et al. (2007, S. 26; 2008c, S. 310) beziffern in ihrer Querschnittsschätzung für das Jahr 2005 das Maximum des Alters auf ca. 40 Jahre.

<sup>&</sup>lt;sup>144</sup> Unterstützende Ergebnisse liefern Börsch-Supan et al. (2007, S. 26; 2008c, S. 313).

ge nach Riester-Rente unabhängig vom Einkommen ist. 145 Der Bildungsstand weist hingegen statistisch insignifikante Koeffizienten auf. Die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag abzuschließen wird aber beeinflusst vom Erwerbsstatus. Arbeiter und Angestellte haben eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit als die Referenzgruppe Auszubildende. Der Berufsstatus Beamte bleibt hingegen ohne Einfluss. Es zeigt sich folglich das bereits aufgrund der Resultate in Kapitel 4.1.3 in Schätzung (4) vermutete Ergebnis. Die Variable *Ost* besitzt in allen Schätzungen ein signifikant positives Vorzeichen. Die Wahrscheinlichkeit zu "riestern" ist also abhängig vom Wohngebiet. Die dargestellten Ergebnisse sprechen somit für eine Gültigkeit der *Hypothese 1*.

Für die Kategorie der Vermögensmerkmale ist festzuhalten, dass Eigentum keinen statistisch signifikanten Effekt für den Abschluss einer Riester-Rente aufweist. Die Variablen *Lebensversicherung* und *Bausparvertrag* besitzen aber in allen Schätzungen signifikant positive Vorzeichen. Das bedeutet, Menschen, die sich bereits in Form einer Lebensversicherung privat abgesichert haben, nutzen signifikant wahrscheinlicher auch die Riester-Rente für die Altersabsicherung. <sup>146</sup> *Hypothese 3* kann somit lediglich in Bezug auf *Lebensversicherung* und *Bausparvertrag* bestätigt werden.

Wie bereits in Schätzung (4) in Kapitel 4.1.3 herausgearbeitet wurde, würden Menschen, die Sorgen über die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung haben, ihre private Vorsorge ausweiten, wenn staatliche Zuschüsse gezahlt werden. Dieses Ergebnis lässt sich auch durch die Schätzungen (1) bis (3) dieses Kapitel bestätigen. Die Variable *allg. Wirtschaft* besitzt ein signifikant positives Vorzeichen.

Wie erwartet, wirkt sich großes politisches Interesse positiv auf die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen aus.

Besitzt der Befragte eine private Krankenzusatzversicherung, führt dies zu einer höheren Wahrscheinlichkeit auch einen Riester-Vertrag abzuschließen. Dieses Ergebnis ist über alle drei Schätzungen signifikant auf dem 5 %-Niveau und unterstützt ferner die Gültigkeit von *Hypothese 4*. Der Umstand, dass Menschen der privaten Absicherung bereits offen entgegengetreten sind, beeinflusst somit auch die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag abzuschließen.

<sup>&</sup>lt;sup>145</sup> Börsch-Supan et al. (2007, S. 25; 2008c, S. 311) können lediglich für das unterste Einkommensquintil einen schwach signifikanten negativen Zusammenhang feststellen.

<sup>&</sup>lt;sup>146</sup> Ähnliche Ergebnisse in Bezug auf Eigentum und Lebensversicherung liefern Börsch-Supan et al. (2007, S. 26; 2008c, S. 312).

**Tabelle 9: Panelanalyse – Schätzergebnisse Gesamtstichprobe** 

		(1)	(2	2)	(.	3)
	Koeff.	P-Wert	Koeff.	P-Wert	Koeff.	P-Wert
Jahresdummy						
d2006	0,6993	(0,000)***	0,7018	(0,000)***	0,6925	(0,000)***
d2007		(0,000)***		(0,000)***		(0,000)***
Prädisponierende V			,		,	( ) /
Alter		(0,000)***	0.2146	(0,000)***		
Alter <sup>2</sup>		(0,000)***		(0,000)***		
Alter < 30	*,****	(*,***)	*,***-	(-,)	3.3133	(0,000)***
Alter 30-40						(0,000)***
Alter 40-50						(0,000)***
Alter 50-60						(0,003)***
Geschlecht	0 2966	(0,008)***	0.5398	(0,004)***		(0,005)***
verheiratet	0,2,00	(0,000)		(0,055)*		(0,116)
geschieden				(0,122)		(0,181)
verwitwet			-0,5422	· /		(0,230)
KinderU16	0.7385	(0,000)***		(0,000)***		(0,000)***
Ausländer		(0,000)		(0,000)		(0,000)
AusländerD		$(0,051)^*$		(0,041)**		(0,061)*
sozioökonomische V			-0,0073	(0,040)	-0,0274	(0,000)
ln.Einkommen		(0,586)	1 3107	(0,545)	1 2654	(0,558)
ln.Einkommen <sup>2</sup>	-0,0784		-0,0863		-0,0850	
Realschule		(0,800)		(0,821)		(0,502) $(0,506)$
Abitur		(0,549)		(0,821) $(0,575)$		(0,300) $(0,318)$
Universität		(0,349) $(0,475)$		(0,373) $(0,489)$		(0,318) $(0,293)$
Arbeiter		(0,473) (0,004)***		(0,489) (0,005)***		(0,293)
		$(0,004)^{***}$		(0,003)***		$(0,001)^{***}$
Angestellte						(0,986)
Beamte		(0,968) (0,005)***	-0,0187	(0,936) (0,003)***		(0,986) (0,007)***
Ost		(0,005)***	0,3803	(0,003)***	0,3440	(0,007)***
Vermögensmerkma		(0.507)	0.0600	(0.522)	0.0202	(0.601)
Eigentum		(0,597)		(0,532)		(0,681)
Lebensversicherung		` ' '		(0,000)***		(0,000)***
Bausparvertrag		(0,008)***	0,2163	(0,008)***	0,2181	(0,008)***
Sorgen und Interess		(0,007)***	0.1404	(0.0 <b>07</b> )***	0.1265	(0, 0, 4, 2) ***
allg. Wirtschaft		(0,027)**		(0,027)**		(0,042)**
Arbeitsplatz		(0,388)	,	(0,374)		(0,384)
Politikinteresse		(0,035)**	0,1827	(0,035)**	0,1699	(0,049)**
Krankenversicheru	_	(0,010) that	0.2404	(0, 0 <b>00</b> ) ded	0.2466	(0, 0 <b>00</b> ) ded
Private Zusatz	0,2525	(0,019)**	0,2484	(0,022)**	0,2466	(0,022)**
Interaktionsterm	• .		0.2522	(0, 00, 1) th	0.2224	(0.101)
verheiratet*Geschled				(0,094)*	-0,3234	
Konstante	-12,561	· / /	-12,943		-12,597	· / /
ρ	-	(0,000)***		(0,000)***		(0,000)***
	3.527,62		-3.524,03		-3.529,58	
LR Chi <sup>2</sup>		(0,000)***		(0,000)***		(0,000)***
McFaddens Adj. R <sup>2</sup>	0,071		0,070		0,068	
McKelvey & Zavoina R <sup>2</sup>	0,518		0,526		0,522	
	7.107,24		7.108,05		7.123,17	
Beobachtungen	11.136		11.136		11.136	
*** ** bzw * : Sign		C 1 1 0/ 5		) T.	11.150	

<sup>\*\*\*, \*\*</sup> bzw. \* : Signifikant auf dem 1 %, 5 % bzw. 10 %-Niveau.

Der Interaktionsterm, der den Wert eins annimmt, wenn es sich um eine verheiratete Frau handelt, besitzt lediglich in (2) einen statistisch schwach signifikanten, negativen Einfluss. Dies würde bedeuten, in Verbindung mit dem signifikant positiven Einfluss der Variable *verheiratet* in (2), dass verheiratete Frauen eine geringere Wahrscheinlichkeit zu "riestern" aufweisen als verheiratete Männer. Demnach kann *Hypothese 5*, unter Vorbehalt eines nur schwach signifikanten Koeffizienten, verworfen werden.

Für den Korrelationskoeffizienten  $\rho$  ergibt sich über die drei Schätzungen ein Wert von ca. 0,83. Dieser ist in allen Fällen statistisch hoch signifikant. D. h., dass ca. 83 % der unerklärbaren Variation dem individuenspezifischen Effekt zugeordnet werden können und somit die Verwendung eines Random-effects-Probit-Modells gerechtfertigt ist. Der Likelihood-Ratio-Test (LR) ist in allen Schätzungen signifikant von Null verschieden. Hinsichtlich der Gütemaße bleibt festzuhalten, dass das korrigierte Pseudo- $R^2$  nach McFadden in (1) mit 0,071 einen leicht höheren Wert aufweist als in (2) (0,070) oder (3) (0,068). Dagegen ist das McKelvey und Zavoina Maß mit 0,526 in (2) am höchsten. Das Akaike-Informationskriterium liegt wiederum in (1) mit 7.107,24 am niedrigsten. Damit ergeben sich in Bezug auf die Beurteilung der Qualität der Schätzungen widersprüchliche Ergebnisse, die eine abschließende Beurteilung verhindern.

### Schätzungen Frau und Mann:

Im Vergleich zu den ersten drei Schätzungen der Gesamtstichprobe weichen die Ergebnisse für Frau und Mann jeweils leicht ab. Tabelle 10 enthält die Schätzergebnisse der Unterstichproben. Die Jahresdummys sind sowohl für Frauen als auch für Männer jeweils hochsignifikant. Für Männer sind die Koeffizienten leicht größer als in der Gesamtstichprobe, für Frauen hingegen etwas geringer. In der Gruppe der prädisponierenden Variablen fällt das unterschiedliche Alter auf, bis zu dem die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen steigt. Für Frauen liegt dieses bei 34,3 Jahren, bei den Männern hingegen bei 33,0 Jahren. Interessanterweise ist die Dummy-Variable *verheiratet* ausschließlich für Männer signifikant positiv. Das bedeutet, männliche Ehemänner haben eine größere Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen, als ledige Männer. In Bezug auf die Variable *KinderU16* ergeben sich deutliche Unterschiede. Der Koeffizient bei Frauen liegt mit 0,96 deutlich über dem der Gesamtstichprobe und

<sup>&</sup>lt;sup>147</sup> Mittels eines Likelihood-Ratio-Tests wird überprüft, ob sich das spezifizierte Modell von einem Modell nur mit Konstante signifikant unterscheidet. Bei einer signifikanten Abweichung bedeutet dies, dass das gewählte Modell mit der Gesamtheit der Variablen einen höheren Erklärungsgehalt liefert als ein Modell lediglich mit einer Konstanten (vgl. Verbeek 2008, S. 181-183).

<sup>&</sup>lt;sup>148</sup> Es finden die Gütemaße wie unter Kapitel 4.1.2 beschrieben Anwendung.

<sup>&</sup>lt;sup>149</sup> Dieses Ergebnis steht im Einklang mit dem aus Schätzung (2) der Gesamtstichprobe.

bei Männern mit 0,39 deutlich darunter. Ursächlich könnte die Anrechnung der Kinderzulagen sein. Diese wird in der Regel der Frau gutgeschrieben. Der Umstand einen männlichen Ausländer zu betrachten, verringert die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag abzuschließen deutlich stärker als dies für Frauen der Fall ist. Innerhalb der Kategorie sozioökonomischer Variablen bleibt festzuhalten, dass das Einkommen sowie der Bildungsstand weder für Frauen noch für Männer Einfluss auf die Riester-Entscheidung nehmen. Sowohl weibliche als auch männliche Arbeiter und Angestellte haben eine höhere Riester-Abschlusswahrscheinlichkeit als weibliche oder männliche Auszubildende. Der Effekt bei den Männern übertrifft dabei denjenigen in der Gesamtstichprobe. Unterschiede ergeben sich auch für die Vermögensmerkmale. Die Tatsache einen Bausparvertrag zu besitzen, wirkt sich lediglich für Männer signifikant positiv auf die Riester-Entscheidung aus. Für Frauen bleibt dieser Einfluss insignifikant.

Eine wesentliche Abweichung von den Ergebnissen der Gesamtstichprobe liefert die Variable *Private Zusatz*. Offenbar ist dieser Effekt nur für Frauen signifikant positiv von Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen.

Für den Korrelationskoeffizienten  $\rho$  ergeben sich statistisch hoch signifikante Werte von 0,8014 für die Stichprobe der Frauen und 0,8722 für Männer. Das McFadden Adj.  $R^2$  ist in der Schätzung der Frauen etwas größer, in der Schätzung für Männer etwas geringer als das der Gesamtstichprobe. Das McKelvey und Zavoina Maß übertrifft bei der Betrachtung weiblicher Befragter das der Gesamtstichprobe; für männliche Befragte liegt dies etwa auf einem Niveau. Für eine bessere Modellanpassung der Stichprobe Mann spricht das niedrigere Akaike-Kriterium mit einem Wert von 3.169,02.

### Schätzungen West und Ost:

Bezugnehmend auf den Umstand, dass Befragte in den neuen Bundesländern eine höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen einen Riester-Vertrag abzuschließen, wurden zwei Unterstichproben für die alten und neuen Bundesländer untersucht.

Die periodenspezifischen Effekte sind jeweils hoch signifikant positiv. Allerdings ist ein deutlich größerer Effekt in den neuen Bundesländern zu erkennen. Das bedeutet eine besonders in Ostdeutschland erkennbare Dynamik im Abschluss der Riester-Renten in den Jahren 2006 und 2007.

Unterschiede im Hinblick auf die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen existieren auch in der Gruppe der prädisponierenden Variablen. So beträgt das maximale Alter in den neuen Bundesländern 32,8 Jahre, in den alten Bundesländern allerdings 34,5 Jahre. Die Variable *Geschlecht* ist lediglich für die Stichprobe West signifikant

von Null verschieden. Handelt es sich um einen Befragten, der verheiratet ist, besitzt dieser, im Vergleich zu ledigen Befragten, nur in Ostdeutschland einen signifikant positiven Einfluss. Der Koeffizient ist mit 0,9255 deutlich größer als derjenige der Gesamtstichprobe. Die restlichen Familienstandsvariablen bleiben ohne signifikanten Einfluss. Der Effekt der Variable *KinderU16* auf die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen, ist in West- größer als in Ostdeutschland und der Gesamtstichprobe.

Interessant ist die Tatsache, dass das Einkommen einzig in den neuen Bundesländern einen auf dem 5 %-Niveau signifikanten Effekt auf die Wahrscheinlichkeit zu "riestern" aufweist. Dabei steigt bis zu einem Haushaltsäquivalenzeinkommen von 1.100,75 € (netto) die Abschlusswahrscheinlichkeit für einen Riester-Vertrag. Mit einem Einkommen über dieser Grenze verringert sich der Effekt wieder. Die Bildungsvariablen bleiben auch in den Unterstichproben West und Ost ohne signifikanten Einfluss. Hinsichtlich der Größen, die die berufliche Stellung repräsentieren, zeigt sich, dass es nur in den alten Bundesländern von Interesse ist, ob es sich um einen Arbeiter oder Angestellten handelt. In Ostdeutschland ist dieser Effekt nicht existent. Ein ähnliches Bild zeigt sich zudem bei den Vermögensvariablen *Lebensversicherung* und *Bausparvertrag*. Diese weisen lediglich in den alten Bundesländern eine signifikant positive Relevanz für die Wahrscheinlichkeit zu "riestern" auf. Indessen spielen nur in den neuen Bundesländern wirtschaftliche Sorgen eine Bedeutung für die Determinierung der Riester-Rente.

Die Tatsache eine private Krankenzusatzversicherung abgeschlossen zu haben, beeinflusst die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen lediglich in den alten Bundesländern. Weder in den West- noch in Ostdeutschland ist es entscheidend, ob es sich um eine verheiratete Frau oder einen verheirateten Mann handelt.

Der Korrelationskoeffizient liegt in der Stichprobe West bei 0,8242 und in der Stichprobe Ost bei 0,8593. Auf einem ähnlichen Niveau liegen die Werte des McFaden Adj. R<sup>2</sup>. Hingegen spricht das deutlich höhere McKelvey und Zavoina Maß in der Stichprobe Ost für eine bessere Modellanpassung. Zu einer vergleichbaren Einschätzung gelangt man bei Betrachtung des Akaike-Informationskriteriums, das mit einem Wert von 2.072,27 der Stichprobe Ost einen höheren Erklärungsgehalt zuweist.

Tabelle 10: Panelanalyse – Schätzergebnisse für Unterstichproben

	4			6	9)		(2)		8	
	nur Frauen	auen	nur Männer	länner	Š	West	Ost Ost	st	Kinder U16	r U16
	Koeff. P-Wert	P-Wert	Koeff.	Koeff. P-Wert	Koeff.	Koeff. P-Wert	Koeff. P-Werl	P-Wert	Koeff. P-Wert	P-Wert
Jahresdummy										
d2006	0,6292	0,6292 (0,000)***	0,8236	0,8236 (0,000)***	0,6519	0,6519 (0,000)***	0,8310	0,8310 (0,000)***	0,7525	0,7525 (0,000)***
d2007	1,0095	(0,000)***	1,1927	***(000,0)	0,9887	***(000,0)	1,3331	1,3331 (0,000)***	1,1555	1,1555 (0,000)***
Prädisponierende Variablen	ariablen									
Alter	0,2062	(0,000)***	0,2179	(0,005)***	0,1865	(0,001)***	0,2629	0,2629 (0,004)***	0,2809	0,2809 (0,002)***
Alter <sup>2</sup>	-0,0030	-0,0030 (0,000)***	-0,0033	-0,0033 (0,000)***	-0,0027	***(0000,0)	-0,0040	-0,0040 (0,000)***	-0,0039	-0,0039 (0,001)***
Geschlecht					0,5358	(0,014)**	0,5518 (0,136)	(0,136)	1,5447	1,5447 (0,000)***
verheiratet	-0,1202 (0,528)	(0,528)	0,5701	(0,021)**	0,1398	(0,520)	0,9255	(0,015)**	1,2508	(0,000)***
geschieden	0,2778 (0,280)	(0,280)	0,2444	(0,480)	0,2219	(0,352)	0,4756 (0,249)	(0,249)	0,2984	(0,393)
verwitwet	-0,5643	(0,315)	-0,3267	(0,826)	-0,9562	(0,251)	-0,1139	(0,886)	-0,8084	(0,427)
alleinerziehend									-0,4226	(0,134)
KinderU16	0,9691	0,9691 (0,000)***	0,3796	0,3796 (0,023)**	0,8103	***(0000)	0,5946	0,5946 (0,001)***		
Ausländer	-0,5517	*(0,056)	-1,1445	-1,1445 (0,005)***	-0,7332	(0,001)***	0,6643 (0,716)	(0,716)	-0,8325	-0,8325 (0,002)***
AusländerD	-0,7673	(0,081)*	-0,6467	(0,267)	-0,7095	(0,040)**	18,9749 (0,999)	(6666)	-0,8712	(0,045)**
sozioökonomische Variablen	'ariablen									
ln.Einkommen	3,8295	(0,163)	-1,6564	(0,643)	0,4686 (0,852)	(0.852)	10,0779	10,0779 (0,041)**	-0,7180 (0,840)	(0,840)
ln.Einkommen <sup>2</sup>	-0,2525 (0,176)	(0,176)	0,1034	(0,669)	-0,0200 (0,905)	(0,905)	-0,7190	-0,7190 (0,036)**	0,0629 (0,796)	(0,796)
Realschule	0,2284	(0,200)	-0,2479	(0,322)	0,0989	(0,533)	-0,3249 (0,390)	(0,390)	-0,0396 (0,836)	(0,836)
Abitur	-0,0707	(0,775)	0,4716	(0,166)	0,0957	(0,651)	-0,0058 (0,992)	(0,992)	0,3587 (0,150)	(0,150)
Universität	0,3365	(0,146)	-0,0694	(0,821)	0,2334	(0,257)	-0,1806	(0,677)	0,2145	(0,376)
Teilzeit									0,3492	(0,021)**
Arbeiter	0,3497	0,3497 (0,030)**	0,4322	0,4322 (0,059)*	0,6713	0,6713 (0,000)***	-0,1141 (0,596)	(0,596)	0,1376	(0,439)

Angestallta	75750	0.3756 (0.003)***	0.4508	*(280 0)	76950	***(000 0) 2695 0	0.1070 0.635)	(0.635)	0.050.0	(0.763)
/ Angestenite	0,77,0	(0,00,0)	0,01,0	(100,00)	1,00,0	(0,00,0)	0,1020	(0,00)	0,000	(6,1,0)
Beamte	0,0168	0,0168 (0,954)	0,0842	(0,843)	0,2110 (0,410)	(0,410)	-0,7581	(0,183)	-0,4702  (0,135)	(0,135)
Ost	0,3858	(0,015)**	0,3578	(0,109)					0,6941	(0,000)***
Vermögensmerkmale										
Eigentum									-0,1358	(0,288)
Lebensversicherung	0,3291	(0,002)***	0,3284	(0,016)**	0,3930	0,3930 (0,000)***	0,1834	(0,255)	0,4528	(0,000)***
Bausparvertrag	0,2429	(0,019)**	0,1801	(0,175)	0,2409	(0,010)***	0,1708	(0,307)	0,0804	(0,472)
Sorgen und Interessen										
allg. Wirtschaft	0,1133	0,1133 (0,187)	0,2105	(0,057)*	0,0686	(0,389)	0,3742	(0,004)***	0,1943	(0,037)**
Arbeitsplatz	0,0567	0,0567 (0,641)	0,1628	(0,267)	0,0094	(0.934)	0,2365	(0,151)	0,0167	(0,899)
Politikinteresse	0,1469	0,1469 (0,212)	0,1928	(0,146)	0,1916	(0,058)*	0,1386	(0,413)	0,1250	(0,298)
Krankenversicherung										
Private Zusatz	0,3766	0,3766 (0,005)***	0,0483	(0,795)	0,2173	0,2173 (0,074)*	0,2999 (0,200)	(0,200)	0,3507	0,3507 (0,018)**
Interaktionsterm										
verheiratet * Geschlecht	ıt				-0,3270 (0,179)	(0,179)	-0,3380 (0,428)	(0,428)	-1,2916	-1,2916 (0,001)***
Konstante	-21,808	(0,032)**	-1,6221	(0,903)	-9,981 (0285)	(0285)	-43,290	-43,290 (0,016)**	-7,3648 (0,573)	(0,573)
д	0,8014	0,8014 (0,000)***	0,8722	0,8722 (0,000)***	0,8242	(0,000)***	0,8593	***(000,0)	0,8237	0,8237 (0,000)***
Log-Likelihood	-1.946,65		-1.557,51		-2.497,75		-1.008,13		-1.910,04	
LR Chi²	392,09	392,09 (0,000)***	234,78	(0,000)***	430,70	(0,000)***	208,21	***(000,0)	317,45	(0,000)***
McFaddens Adj. R <sup>2</sup>	0,079		0,054		0,069		0,068		0,062	
McKelvey & $Zavoina R^2$	0,535		0,524		0,511		0,917		0,556	
AIC	3947,31		3169,02		5051,50		2072,27		3882,08	
Beobachtungen	5.865		5.271		8.039		3.097		4.699	

\*\*\*, \*\* bzw. \*: Signifikant auf dem 1 %, 5 % bzw. 10 %-Niveau.

## Schätzungen KinderU16:

Eine Analyse der Stichprobe KinderU16 erscheint sinnvoll, da zum einen die Kinderzulage in der Riester-Förderung für diese Gruppe besondere Anreize bietet. <sup>150</sup> Zum anderen zeigte sich in den Schätzungen der Gesamtstichproben ein hoch signifikanter positiver Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen.

Der periodenspezifische Effekt bleibt auch in dieser Schätzung hoch signifikant positiv. Auffällig ist wiederum der Altersterm. Unter Berücksichtigung des in der deskriptiven Statistik bereits angegebenen niedrigen Durchschnittsalters von 39,0 Jahren dieser Gruppe, steigt die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag abgeschlossen zu haben etwa bis zum 36. Lebensjahr an. Werden weibliche Befragte betrachtete, bei denen Kinder unter 16 Jahren im Haushalt leben, erhöht dies signifikant die Wahrscheinlichkeit zu "riestern". Die Größe des Koeffizienten von 1,5447 übertrifft die der Gesamtstichprobe deutlich. Wird ein verheirateter Befragter betrachtet, hat dies einen hoch signifikant positiven Effekt auf die Riester-Entscheidung. Übrige Famlienstandsvariablen bleiben auch in dieser Stichprobe ohne signifikanten Einfluss. Auch die Größe *alleinerziehend*, die ausschließlich in dieser Gruppe betrachtet wurde, liefert keine signifikanten Ergebnisse.

Sowohl für die Einkommens- als auch Bildungsvariablen können in der Gruppe der sozioökonomischen Variablen keine Signifikanzen festgestellt werden. Interessante Abweichungen zu den bisherigen Schätzungen ergeben sich in (8) allerdings hinsichtlich der beruflichen Stellung. *Teilzeit*, die den Wert eins annimmt, wenn die befragte Person einer Beschäftigung auf Teilzeitbasis nachgeht, besitzt ein signifikant positives Vorzeichen. Dagegen bleiben die Erwerbsgrößen *Arbeiter*, *Angestellte* und *Beamte* ohne statistischen Einfluss.

In der Kategorie der Vermögensvariablen findet lediglich der Besitz einer Lebensversicherung einen signifikant positiven Einfluss auf die Riester-Wahrscheinlichkeit.

Die Sorge über die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung führt wie in den Schätzungen der Gesamtstichprobe zu einer signifikanten Erhöhung der Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen, wenn Kinder unter 16 Jahren im Haushalt leben. Ferner wirkt sich die Absicherung des Krankheitsrisikos über eine private Zusatzversicherung wie zuvor positiv auf die Riester-Entscheidung aus.

<sup>&</sup>lt;sup>150</sup> Es muss aber berücksichtigt werden, dass im Datensatz bisher keine Kinder erfasst wurden, für die eine höhere Kinderzulage von 300 € im Jahr bezogen wurde.

<sup>&</sup>lt;sup>151</sup> Es sei allerdings darauf verwiesen, dass die Kinderzulage in der Regel der Mutter gutgeschrieben wird.

Der Interaktionsterm aus den Variablen *verheiratet* und *Geschlecht* besitzt ein hoch signifikant negatives Vorzeichen. Das bedeutet, wird eine verheiratete Frau betrachtet, bei der Kinder unter 16 leben, verringert dies die Wahrscheinlichkeit zu "riestern" im Vergleich zu verheirateten Männern in dieser Gruppe. Die Ergebnisse deuten letztlich doch nachhaltig auf eine Verwerfung von *Hypothese 5* hin.

Auch in der Unterstichprobe KinderU16 ist der Korrelationskoeffizient mit einem Wert von 0,8237 signifikant von Null verschieden. Das korrigierte McFadden-Maß ist im Vergleich zu den Werten der Gesamtstichprobe etwas geringer. In eine andere Richtung weist das McKelvey und Zavoina R², das mit einem Wert von 0,556 etwas über dem der Gesamtstichprobe liegt. Das Akaike-Informationskriterium besitzt einen Wert von 3.882,08.

## Kritische Würdigung:

Die Ergebnisse der Panelschätzungen deuten darauf hin, dass insbesondere die periodenspezifischen Variablen sowie Alter und Geschlecht die Wahrscheinlichkeit zu "riestern" beeinflussen. Speziell für das Alter zeigte sich in allen untersuchten Stichproben ein signifikant inverser u-förmiger Zusammenhang. Es ist festzuhalten, dass die Riester-Rente von denjenigen vermehrt nachgefragt wird, die durch die Leistungseinschnitte in der GRV in Zukunft am stärksten betroffen sein werden. Demzufolge konnte Hypothese 1 durch die Ergebnisse bestätigt werden. Ferner setzt die Kinderzulage die entsprechenden Anreize, um Familien zu einer privaten Vorsorge zu bewegen, wie in Hypothese 2 unterstellt. Beachtenswert sind zudem die Zusammenhänge der Variable verheiratet. Sowohl in Schätzung (2) der Gesamtstichprobe als auch in den Unterstichproben Mann, Ost und KinderU16 wurden jeweils signifikant positive Vorzeichen ermittelt. Das impliziert, dass vor allem verheiratete Männer, Verheiratete in Ostdeutschland und diejenigen, bei denen Kinder im Haushalt leben, eine höhere Riester-Wahrscheinlichkeit besitzen als Ledige. Des Weiteren gibt der Interaktionsterm in (2) und (8) Aufschluss darüber, dass besonders verheiratete Frauen eine signifikant niedrigere Wahrscheinlichkeit zu "riestern" besitzen. Entgegen Hypothese 5 können verheiratete Frauen, die unter Umständen ohne eigenen Finanzierungsbeitrag eine staatliche Förderung erhielten, offenbar nicht durch die Anreize der Riester-Förderung dazu bewegt werden, eine Altersvorsorge im Rahmen der Riester-Rente aufzubauen.

Bemerkenswert ist weiter, dass der Bildungsstand keinen Einfluss auf die Riester-Entscheidung hat. Dies lässt sich durch die hohe Medienpräsenz erklären. Das Produkt Riester-Rente wird seit seiner Einführung in den Medien viel diskutiert und umworben, so dass es unabhängig vom individuellen Bildungsgrad zu einer Nachfrage nach diesem Vorsorgeprodukt kommt.

Allerdings zeigt sich, dass im Besonderen Frauen, Westdeutsche und Befragte, bei denen Kinder im Haushalt leben, eine höhere Partizipation an der Riester-Rente aufweisen, wenn diese ihr persönliches Krankheitsrisiko über eine private Krankenzusatzversicherung abgesichert haben. Entsprechend *Hypothese 4* kann geschlussfolgert werden, dass sich eine bereits vorhandene Bereitschaft zur privaten Absicherung auch im Hinblick auf die Riester-Rente positiv auswirkt. Auffällig bleibt die Tatsache, dass das Einkommen, außer in der Schätzung für Ostdeutschland, keinen signifikanten Einfluss besitzt. Bedenkt man die unabhängig von der individuellen Einkommenshöhe existierende Rentenlücke, lässt sich dieses Ergebnis plausibel begründen.

Problematisch kann der Zusammenhang zwischen politischem Interesse und der Entscheidung für Riester gewertet werden. Es besteht ein gewisses Kausalitätsproblem, denn bei Abschluss eines Riester-Vertrages werden umfangreiche Aufklärungsmaßnahmen durch die Berater vorgeschrieben (vgl. AltZertG), die den Kenntnisstand der Riester-Sparer nachhaltig beeinflussen. Es ist also nicht auszuschließen, dass sich Riester-Rente und politisches Interesse gegenseitig beeinflussen.

Hinsichtlich der verwendeten Variablen wäre zudem von Interesse gewesen, wie sich die bisherige Altersvorsorge, wie im Querschnittsdatensatz in Kapitel 4.1.3 verwendet, auf die Riester-Entscheidung auswirkt. Allerdings stand die Variable für die Panelschätzung nicht zur Verfügung. Ebenso wäre eine Variable, die die finanzielle Bildung abbildet für den Abschluss einer Riester-Rente von Interesse gewesen. Leinert (2004) und Clark et al. (2006) zeigen, dass die finanzielle Allgemeinbildung die Bereitschaft erhöht, sich mit dem Thema private Altersvorsorge auseinanderzusetzen. Besonders in Bezug auf die Ergebnisse aus Kapitel 4.1.3 scheint es notwendig, diejenigen zu einer privaten Altersvorsorge zu bewegen, die sich bisher mit dem Thema Absicherung im Alter noch nicht befasst haben.

Infolge der ab dem Jahr 2008 geltenden Höchstfördersätze für die Riester-Rente sollte sich dies auch in einer deutlichen Zunahme abgeschlossener Riester-Verträge bemerkbar machen und so die Datenlage verbessern, um zukünftig eventuell noch aussagekräftigere Ergebnisse zu erhalten.

Insgesamt liefern die Ergebnisse der Panelschätzung allerdings detaillierte Erkenntnisse über die Determinanten, die den Abschluss einer Riester-Rente beeinflussen.

<sup>&</sup>lt;sup>152</sup> Ebenfalls kein signifikanter Einfluss des Einkommens auf die Wahrscheinlichkeit zu "riestern" konnte bei Verwendung von Einkommensklassen sowie der Verwendung des persönlichen Bruttoentgelts ermittelt werden.

## 5 Schlussbetrachtung und Politikimplikationen

Mit Einführung der Riester-Rente wurde der Grundstein für den Aufbau einer weiteren kapitalgedeckten Säule im System der Alterssicherung gelegt.

Dies wurde nötig, da infolge der Rentenreformen 2001 und 2004 erhebliche Leistungseinschnitte beschlossen wurden. So führen die "Riester-Treppe" und der Nachhaltigkeitsfaktor zu einem Absinken des Rentenniveaus. Gleichzeitig wird im Jahr 2029 der Regelrenteneintritt bei 67 Jahren liegen. Insgesamt werden zukünftige Generationen mit deutlich geringeren Rentenzahlungen leben müssen, die den gewohnten Lebensstandard alleine wohl nicht mehr sichern können. Anhand der genannten Maßnahmen soll das System der Alterssicherung nachhaltig stabilisiert und so für die Herausforderungen des demografischen Wandels vorbereitet werden. Ursächlich für diese Entwicklung ist ein deutlicher Geburtenrückgang bei gleichzeitigem Anstieg der allgemeinen Lebenserwartung, dem so genannten "double-aging".

Um den Menschen die Möglichkeit zu geben, für die zu erwartenden Leistungseinschnitte vorzusorgen, wurde im Jahr 2001 die Riester-Rente als Teilkapitaldeckung in das System der Alterssicherung integriert. Die Riester-Rente wird dabei über direkte Zulagen und einen steuerlichen Sonderausgabenabzug staatlich gefördert. Nach anfänglicher Zurückhaltung konnten im Herbst des Jahres 2008 ca. 12 Mio. abgeschlossene Riester-Verträge registriert werden.

In einem empirischen Modell wurde mittels Querschnittsdaten des Sozioökonomischen Panels für das Jahr 2002 die Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung, die Zuständigkeit für die Altersabsicherung, die Bedeutung staatlicher Zuschüsse und die Entscheidung zur privaten Vorsorge infolge staatlicher Zulagen betrachtet. Es konnte gezeigt werden, dass vor allem mit dem System der sozialen Sicherung Unzufriedene dennoch den Staat in der Verantwortung sehen, die Altersabsicherung zu organisieren. Zudem würde diese Gruppe ihre Altersvorsorge auch dann nicht ausdehnen, wenn der Staat über Zulagen gewisse Anreize bietet. Offenbar existiert hier eine gewisse Skepsis gegenüber marktwirtschaftlichen Mechanismen, die sich auch durch eine staatliche Zulage nicht überbrücken lassen. Ein weiteres Ergebnis dieser Arbeit ist die Existenz eines Mitnahmeeffekts. Die geförderte Riester-Rente entspricht einer staatlichen Subvention, durch die Substitutionseffekte ausgelöst werden. Der Substitutionseffekt zeigt sich darin, dass lediglich nicht-geförderte Anlagen durch geförderte ersetzt werden. Die eigentliche Intention des Gesetzgebers, eine höhere Ersparnis zu fördern, wird somit umgangen.

Zu einer Fundierung dieser These tragen die Ergebnisse einer Panelschätzung bei. Um die Determinanten der Riester-Rente herauszuarbeiten, wurden unterschiedliche Random-effects-Probit-Schätzungen mit Daten des Sozioökonomischen Panels der Wellen 2004, 2006 und 2007 durchgeführt. Dabei konnte gezeigt werden, dass das Vorhandensein einer Lebensversicherung oder eines Bausparvertrages, die früher einer staatlichen Förderung unterlagen, den Abschluss einer Riester-Rente begünstigen. Augenscheinlich werden die nicht geförderten Anlageformen durch eine Riester-Rente substituiert bzw. werden neben der Riester-Rente weitergeführt. Die Resultate implizieren zudem eine höhere Teilnahme an der Riester-Rente derjenigen, die ihr persönliches Krankheitsrisiko über eine private Zusatzversicherung abgedeckt haben. Als weiteres Ergebnis der Panelschätzung ist eine höhere Verbreitung der Riester-Rente bei Verheirateten und Familien mit Kindern zu nennen sowie eine größere Teilhabe jüngerer Kohorten.

Insgesamt deuten die Ergebnisse darauf hin, dass die sozialpolitischen Ziele, die mit der Einführung der Riester-Rente verfolgt wurden, bisher nur teilweise erreicht werden konnten. Als Erfolg kann die in den letzten Jahren zunehmende Verbreitung der privaten Altersvorsorge gewertet werden. Auch zeigt sich, dass besonders bei denjenigen, die durch die Leistungseinschnitte betroffen sein werden, eine höhere Nachfrage zu verzeichnen ist. Kritisch ist allerdings die Existenz des Substitutionseffekts zu werten. Ferner ist es bisher offenbar nicht gelungen, die Spartätigkeit zu erhöhen und so tatsächlich eine vermehrte Vorsorge anzuregen. Daher muss es sozialpolitisches Ziel sein:

- (1) Weitere Vereinfachungen des komplizierten Regelwerks vorzunehmen und eine Verbesserung der finanziellen Allgemeinbildung zu fördern, um die Gegebenheiten des Kapitalmarktes besser beurteilen zu können.
- (2) Eine bessere Aufklärung über die zu erwartende Rentenlücke zu publizieren, um den nötigen Vorsorgeaufwand individuell richtig einschätzen zu können.
- (3) Letztlich sollte Ziel aller Maßnahmen sein, den Substitutionseffekt zu minimieren, die Menschen zu einer faktischen Erhöhung der Spartätigkeit zu bewegen und diejenigen zu erreichen, die sich bisher dem Thema Altersvorsorge nicht gewidmet haben.

Inwieweit die aktuellen Finanzmarktverwerfungen die kapitalgedeckte Altersvorsorge beeinflussen, gilt es zu einem späteren Zeitpunkt zu untersuchen. Die momentane Unsicherheit und der mögliche Vertrauensverlust stellen die Riester-Rente auf eine Probe. Bewährt sich das Konzept trotz Krise, wird die dritte Säule der Alterssicherung, wie beabsichtigt, in Zukunft eine führende Rolle einnehmen.

## Literaturverzeichnis

**Aitchison, J. und Brown, J.** (1976), The Lognormal Distribution with Special References to its Uses in Economics, Cambridge et al.

- **AltZertG** (2001), Gesetz über die Zertifizierung von Altersvorsorgeverträgen (Altersvorsorgeverträge-Zertifizierungsgesetz), *vom 26. Juni 2001*, zuletzt geändert durch Art. 2 des Gesetzes vom 29. Juni 2008.
- **Amemiya, T.** (1981), Qualitative Response Models: A Survey, in: *Journal of Economic Literature*, 19 (4), S. 1483-1536.
- Arellano, M. (2003), Panel Data Econometrics, Oxford et al.
- **Bäcker, G., Naegele, G., Bispinck, R., Hofemann, K. und Neubauer, J.** (2008), Sozialpolitik und soziale Lage in Deutschland Band 2: Gesundheit, Familie, Alter und Soziale Dienste, 4. Aufl., Wiesbaden.
- Baltagi, B. H. (2008), Econometric Analysis of Panel Data, 4. Aufl., Chichester.
- **BetrAVG** (2007), Gesetz zur Verbesserung der betrieblichen Altersversorgung (Betriebsrentengesetz), *vom 19. Dezember 1974*, zuletzt geändert durch Art. 4 des Gesetzes vom 10. Dezember 2007.
- **Blake**, **D.** (2006), Pension Economics, Chichester.
- Blankart, C. B. (2008), Öffentliche Finanzen in der Demokratie, 7. Aufl., München.
- **BMAS Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Hrsg.)** (2008a), Ergänzender Bericht der Bundesregierung zum Rentenversicherungsbericht 2008 (Alterssicherungsbericht 2008), Berlin.
- **BMAS Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Hrsg.)** (2008b), Zusätzliche Altersvorsorge, Berlin.
- BMAS Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Hrsg.) (2009a), Entwicklung der privaten Altersvorsorge, online verfügbar unter: http://www.bmas.de/coremedia/generator/29426/property=pdf/riester\_\_rente\_\_ent wicklung\_\_tabelle\_\_stand\_\_III\_\_2008.pdf, [Stand: 05.02.2009].
- **BMAS Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Hrsg.)** (2009b), Nationaler Strategiebericht Sozialschutz und soziale Eingliederung 2008 2010 Deutschland, Berlin.
- **BMFSFJ Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (Hrsg.)** (2009), Familienreport 2009 Leistungen, Wirkungen, Trends, Berlin.

**Börsch-Supan, A. H.** (1999), Der Übergang vom Umlage- zum Kapitaldeckungsverfahren in der gesetzlichen Rentenversicherung, Karlsruhe.

- **Börsch-Supan, A. H.** (2001), Quo Vadis Rentenversicherung? Alternativen und Ergänzungen zur umlagefinanzierten Rente, in: Schmähl, W. und Ulrich, V. (Hrsg.), Soziale Sicherungssysteme und demographische Herausforderungen, Tübingen, S. 205-222.
- Börsch-Supan, A. H., Bucher-Koenen, T., Reil-Held, A. und Wilke, C. (2008a), Zum künftigen Stellenwert der ersten Säule im Gesamtsystem der Alterssicherung, *MEA Working Paper 158-2008*, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim.
- **Börsch-Supan, A. H., Coppola, M., Essig, L., Eymann, A. und Schunk, D.** (2008b), The German SAVE Study Design and Results, *mea studies 06*, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim.
- **Börsch-Supan, A. H., Essig, L. und Wilke, C.** (2005), Rentenlücken und Lebenserwartung Wie sich die Deutschen auf den Anstieg vorbereiten, Köln.
- **Börsch-Supan, A. H., Reil-Held, A. und Schunk, D.** (2006), Das Sparverhalten deutscher Haushalte: Erste Erfahrungen mit der Riester-Rente, *MEA Working Paper* 114-2006, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim.
- **Börsch-Supan, A. H., Reil-Held, A. und Schunk, D.** (2007), The Savings Behaviour of German Households First Experiences with state promoted private pensions, *MEA Working Paper 136-2007*, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim.
- **Börsch-Supan, A. H., Reil-Held, A. und Schunk, D.** (2008c), Saving incentives, oldage provision and displacement effects evidence from the recent German pension reform, in: *Journal of Pension Economics and Finance*, 7 (3), S. 295-319.
- **Börsch-Supan, A. H. und Wilke, C.** (2004), The German Public Pension System: How it was, How it will be, *NBER Working Paper 10525*, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- **Börsch-Supan, A. H. und Wilke, C.** (2006), Zwischen Generationenvertrag und Eigenvorsorge Wie Europa auf den demographischen Wandel reagiert, Köln.

**Börsch-Supan, A. H. und Wilke, C.** (2007), Szenarien zur mittel- und langfristigen Entwicklung der Anzahl der Erwerbspersonen und der Erwerbstätigen in Deutschland, *MEA Working Paper 153-2007*, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim.

- **Breyer, F.** (1989), On the Intergenerational Pareto Efficiency of Pay-as-you-go Financed Pension Systems, in: *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 145, S. 643-658.
- Breyer, F. (1990), Ökonomische Theorie der Alterssicherung, München.
- **Breyer, F.** (2000), Kapitaldeckungs- versus Umlageverfahren, in: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 1 (4), S. 383-405.
- Breyer, F. und Buchholz, W. (2009), Ökonomie des Sozialstaats, 2. Aufl., Berlin et al.
- Brümmerhoff, D. (2007), Finanzwissenschaft, 9. Aufl., München.
- Clark, R. L., d'Ambrosio, M. B., McDermed, A. A. und Sawant, K. (2006), Retirement plans and saving decisions: the role of information and education, in: *Journal of Pension Economics and Finance*, 5 (1), S. 45-67.
- **Corneo, G., Keese, M. und Schröder, C.** (2008), Can governments boost voluntary retirement savings via tax incentives and subsidies? A German case study for low-income-households, *Economics Working Paper 2008-18*, Christian-Albrechts-Universität Kiel, Department of Economics, Kiel.
- **Dehm, H. und Kilberth, E.** (2000), Frauen und ihre Altersvorsorge Repräsentative Befragung: Fakten und Meinungen, Köln.
- **Deutsche Bundesbank** (**Hrsg.**) (1999), Möglichkeit und Grenzen einer verstärkten Kapitaldeckung der gesetzlichen Alterssicherung in Deutschland, in: *Monatsbericht*, Dezember 1999, S. 15-31.
- **Deutsche Bundesbank** (**Hrsg.**) (2008), Perspektiven der gesetzlichen Rentenversicherung in Deutschland, in: *Monatsbericht*, April 2008, S. 51-75.
- **Deutsche Rentenversicherung (Hrsg.)** (2008), Rentenversicherung in Zahlen 2008, Berlin.
- **Dickmann, N.** (2005), Grundlagen der demographischen Entwicklung, in: Institut der deutschen Wirtschaft Köln (Hrsg.), *Perspektive 2050 Ökonomik des demographischen Wandels*, 2. Aufl., Köln, S. 11-33.
- **Ehrentraud, O.** (2006), Alterung und Altersvorsorge Das deutsche Drei-Säulen-System der Alterssicherung vor dem Hintergrund des demografischen Wandels, Frankfurt a. Main.

**Ehrentraud, O. und Heidler, M.** (2008), Zur nachhaltigen Finanzierung der GRV: Der Beitrag der Altersgrenzenanhebung im Rentenreformprozess, in: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 9 (4), S. 424-445.

- **Essig, L. und Reil-Held, A.** (2004), Chancen und Risiken der "Riester-Rente", *Sonderforschungsbereich 504 Publications 04-67*, Sonderforschungsbereich 504 der Universität Mannheim, Mannheim.
- **EStG** (2008), Einkommensteuergesetz, *neugefasst durch B. v. 19. Oktober 2002*, zuletzt geändert durch Art. 6 des Gesetzes vom 10. Dezember 2008.
- **EZB Europäische Zentralbank (Hrsg.)** (2004), Comparison of Household Saving Ratios Euro Area/United States/Japan: Press Release, online verfügbar unter: http://www.ecb.int/pub/pdf/other/comparisonhouseholdsavingseuusjpnen.pdf, [Stand: 18.02.2009].
- **Fehr, H. und Habermann, C.** (2006), Pension reform and demographic uncertainty: the case of Germany, in: *Journal of Pension Economics and Finance*, 5 (1), S. 69-90.
- **Fehr, H. und Jokisch, S.** (2006), Demographischer Wandel und internationale Finanzmärkte, in: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 7 (4), S. 501-517.
- Fenge, R. (1997), Effizienz der Alterssicherung, Heidelberg.
- **Förster, W.** (1998), Die betriebliche Versorgung, in: Cramer, J. E., Förster, W. und Ruland, F. (Hrsg.), *Handbuch zur Altersversorgung Gesetzliche, betriebliche und private Vorsorge in Deutschland*, Frankfurt a. Main, S. 201-214.
- Gourieroux, C. (2000), Econometrics of Qualitative Dependent Variables, Cambridge.
- **Grabka, M. M.** (2000), Einkommensverteilung in Deutschland Stärkere Umverteilungseffekte in Ostdeutschland, in: *DIW-Wochenbericht*, 67 (19), S. 291-297.
- **Greene, W. H.** (2001), Fixed and Random Effects in Nonlinear Models, *Working Papers 01-01*, New York University, Leonard N. Stern School of Business, Department of Economics, New York.
- **Greene, W. H.** (2008), Econometric Analysis, 6. Aufl., Upper Saddle River, New Jersey.
- Hamerle, A. und Ronning, G. (1995), Panel Analysis for Qualitative Variables, in: Arminger, G., Clogg, C. C. und Sobel, M. E. (Hrsg.), Handbook of Statistical Modeling for the Social and Behavioral Sciences, New York et al., S. 401-451.
- Homburg, S. (1988), Theorie der Alterssicherung, Berlin et al.

**Homburg, S.** (1997), Kapitaldeckung als praktikable Leitidee, in: Frankfurter Institut - Stiftung Marktwirtschaft und Politik (Hrsg.), *Rentenkrise - Und wie wir sie meistern können*, Bad Homburg, S. 61-85.

- **Homburg, S. und Richter, W. F.** (1990), Eine effizienzorientierte Reform der GRV, in: Felder, B. (Hrsg.), *Bevölkerung und Wirtschaft*, Band 202, Berlin, S. 183-191.
- Hsiao, C. (2003), Analysis of Panel Data, 2. Aufl., Cambridge.
- **Hubrich, S. und Tivig, T.** (2006), Betriebsrenten im Altersversicherungssystem Deutschlands Eine Betrachtung aus volkswirtschaftlicher Sicht, Wiesbaden.
- **Jones, A. M.** (2007), Applied Econometrics for Health Economists A practical guide, 2. Aufl., Abingdon.
- Jones, A. M., Rice, N., d'Uva, T. B. und Balia, S. (2007), Applied Health Economics, London et al.
- **Lampert, H. und Althammer, J.** (2007), Lehrbuch der Sozialpolitik, 8. Aufl., Berlin et al.
- **Leinert, J.** (2003), Altersvorsorge 2003: Wer hat sie, wer will sie?, *Bertelsmann Stiftung Vorsorgestudien 18*, Bertelsmann Stiftung, Gütersloh.
- **Leinert, J.** (2004), Freiwillige Altersvorsorge Finanzielle Förderung ist nicht alles, in: *Sozialer Fortschritt*, 53 (3), S. 55-62.
- **Löbbert, H.** (2007), Die Auswirkungen des demografischen Wandels auf die sozialen Sicherungssysteme Reformoptionen und Simulationsstudien für Deutschland, Hamburg.
- **Long, J. S.** (1997), Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables, Thousand Oaks et al.
- **Long, J. S. und Cheng, S.** (2004), Regression Models for Categorical Outcomes, in: Hardy, M. und Bryman, A. (Hrsg.), *Handbook of data analysis*, London, Thousand Oaks et al., S. 259-284.
- **Long, J. S. und Freese, J.** (2006), Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata, 2. Aufl., College Station Texas.
- **Lusardi, A.** (2008), Household Saving Behavior: The Role of Financial Literacy, Information, and Financial Education Programs, *NBER Working Paper 13284*, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- **Lusardi, A. und Mitchell, O. S.** (2006), Financial Literacy and Retirement Preparedness: Evidence and Implications for Financial Education, *Working Paper WP* 2006-144, University of Michigan Retirement Research Center, Ann Arbor.

**Maddala, G. S.** (1983), Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge.

- **Maddala, G. S.** (1987), Limited Dependent Variable Models using Panel Data, in: *The Journal of Human Resources*, 22 (3), S. 307-338.
- Maddala, G. S. (2001), Introduction to Econometrics, 3. Aufl., Chichester et al.
- McKelvey, R. D. und Zavoina, W. (1975), A Statistical Model for the Analysis of Ordinal Level Dependent Variables, in: *Journal of Mathematical Sociology*, 4, S. 103-120.
- **Neumann, M.** (1986), Möglichkeiten zur Entlastung der Gesetzlichen Rentenversicherung durch kapitalbildende Vorsorgemaßnahmen, Tübingen.
- Ott, N. (2003), Sozialpolitik, in: Bender, D., Berg, H., Cassel, D., Claassen, E. M., Gabisch, G., Hübl, L., Kath, D., Peffekoven, R., Siebke, J., Thieme, H. J. und Willms, M. (Hrsg.), *Vahlens Kompendium der Wirtschaftstheorie und Wirtschaftspolitik*, 8. Aufl. Band 2, München, S. 486-546.
- **Pfeiffer, U., Braun, R., Grimm, A. und Schmidt, M.** (2007), Altersvorsorge in Deutschland Verloren im Dschungel der Möglichkeiten, Köln.
- **Pimpertz, J.** (2005), Soziale Sicherung, in: Institut der deutschen Wirtschaft Köln (Hrsg.), *Perspektive 2050 Ökonomik des demographischen Wandels*, 2. Aufl., Köln, S. 219-238.
- Prinz, A., Reichardt, A. und Wrohlich, K. (2003), Mikroökonomische Analyse der "Riester-Rente", in: WIST - Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 32 (7), S. 399-405.
- **Rabin, M.** (1998), Psychology and Economics, in: *Journal of Economic Literature*, 36 (1), S. 11-46.
- **Reifner, U. und Tiffe, A.** (2005), Neue Impulse für die staatliche geförderte Rente, Köln.
- **Rinne, K. und Wagner, G.** (1995a), Zufriedenheit mit dem sozialen Sicherungssystem und seiner Finanzierung in Westdeutschland Empirische Evidenz und Schlußfolgerungen für Reformansätze, *Diskussions Papier Nr. 95-20*, Fakultät für Sozialwissenschaft der Ruhr-Universität Bochum, Bochum.
- **Rinne, K. und Wagner, G.** (1995b), Droht ein "Krieg der Generationen"? Empirische Evidenz zur Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung, in: *Sozialer Fortschritt*, 44 (12), S. 288-294.

**Schaier, A.** (2006), Die "Riester-Rente": Anspruch und Potential - Eine Analyse der Leistungsfähigkeit auf Basis der gesetzgebenden Ziele, Münster et al.

- **Schmähl, W.** (1998), Das Gesamtsystem der Alterssicherung, in: Cramer, J. E., Förster, W. und Ruland, F. (Hrsg.), *Handbuch zur Altersversorgung Gesetzliche, betriebliche und private Vorsorge in Deutschland*, Frankfurt a. Main, S. 59-83.
- Schnabel, R. (2003), Die geförderte private Altersvorsorge Flop oder Top?, Köln.
- **Schnabel, R. und Ottnad, A.** (2008), Gesetzliche und private Altersvorsorge Risiko und Rendite im Vergleich, Köln.
- **Schwarze, J. und Wagner, G.** (1990), Präferenzforschung für meritorische Güter Das Beispiel der Altersvorsorge in der Bundesrepublik Deutschland, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 207 (5), S. 464-481.
- **SGB VI** (2008), Sozialgesetzbuch Sechstes Buch Gesetzliche Rentenversicherung, *in der Fassung der Bekanntmachung vom 19. Februar 2002*, zuletzt geändert durch Art. 5 des Gesetzes vom 30. Oktober 2008.
- **Sinn, H. W.** (1999), The Crisis of Germany's Pension Insurance System and How it can be resolved, *Working Paper No. 191*, CESifo Working Paper Series, München.
- **Sinn, H. W.** (2000), Rentenniveausenkung und Teilkapitaldeckung ifo Empfehlungen zur Konsolidierung des Umlageverfahren, in: *ifo Schnelldienst*, 53 (18), S. 12-25.
- **Sommer, M.** (2007), Fiskalische Auswirkungen einer Erweiterung des Förderrahmens von Riesterrenten, *MEA Working Paper 122-2007*, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim.
- **Statistisches Bundesamt (Hrsg.)** (2006), Bevölkerung Deutschlands bis 2050 11. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung, Wiesbaden.
- **Statistisches Bundesamt (Hrsg.)** (2007), Demografischer Wandel in Deutschland Bevölkerungs- und Haushaltsentwicklung im Bund und in den Ländern (Heft1), Wiesbaden.
- **Statistisches Bundesamt (Hrsg.)** (2008), Statistisches Jahrbuch 2008 Für die Bundesrepublik Deutschland, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt, Gesellschaft Sozialwissenschaftlicher Infrastruktureinrichtungen und Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (Hrsg.) (2008), Datenreport 2008 Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik Deutschland, Bonn.
- **Stolz, U. und Rieckhoff, C.** (2008), Förderung der zusätzlichen Altersvorsorge für das Beitragsjahr 2005 durch die ZfA, in: *RVaktuell*, 55 (9), S. 267-273.

**Sundén, A.** (2007), Was müssen die Leute über ihre Renten wissen und was wissen sie?, in: Holzmann, R. und Palmer, E. (Hrsg.), *Revolution in der Alterssicherung - Beitragskonten auf Umlagebasis*, Frankfurt et al., S. 439-466.

- SVR Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (Hrsg.) (2008), Die Finanzkrise meistern Wachstumskräfte stärken, Jahresgutachten 2008/2009, Wiesbaden.
- Verbeek, M. (2008), A Guide to Modern Econometrics, 3. Aufl., Chichester.
- Wartenberg, L. v. (1987), Ergänzung der gesetzlichen Rentenversicherung durch private Altersvorsorge, in: Wartenberg, L. v., Neumann, M., Maydell, B. B. v. und Laskowski, G. (Hrsg.), *Die wirtschafts- und sozialpolitische Bedeutung der privaten Altersvorsorge*, Stuttgart et al., S. 7-14.
- Wellisch, D. (1999), Finanzwissenschaft III: Staatsverschuldung, München.
- **Wilke, C.** (2005), Rates of Return of the German PAYG System How they can be messured and how they will develop, *MEA Working Paper 97-2005*, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim.
- **Wooldridge, J. M.** (2002), Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, Cambridge et al.
- **Wooldridge, J. M.** (2009), Introductory Econometrics A Modern Approach, 4. Aufl., Mason.
- **Wöster, C.** (2008), Die staatliche Förderung von privaten Altersvorsorgeverträgen nach dem Altersvermögensgesetz Eine ökonomische Analyse, *Diskussionspapier Nr.* 575, Universität Bielefeld Fakultät für Wirtschaftswissenschaften, Bielefeld.
- **Wunder, C. und Schwarze, J.** (2004), Zufriedenheit mit der Altersvorsorge und Präferenzen für alternative Sicherungsmodelle Empirische Analyse mit dem Soziooekonomischen Panel (SOEP), *Discussion Papers 420*, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin.
- **Zahn, R.** (2008), Anfrage zu Bevölkerungspyramide, *persönliche Mitteilung am* 03.12.2008 (E-Mail), Statistisches Bundesamt.