

Demografischer Wandel und finanzielle Absicherung im Alter: Eine Analyse der Alterssicherung und Pflegebedürftigkeit in Deutschland

Von der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der
Gottfried Wilhelm Leibniz Universität Hannover
zur Erlangung des akademischen Grades

Doktor der Wirtschaftswissenschaften
– Doctor rerum politicarum –

genehmigte Dissertation

von

Diplom-Volkswirt Andy Zuchandke

geboren am 27. April 1978 in Lutherstadt Wittenberg

2014

Referent: Prof. Dr. J.-Mathias Graf von der Schulenburg

Koreferent: Prof. Dr. Wolfgang Greiner

Tag der Promotion: 11. Februar 2014

Zusammenfassung

Der demografische Wandel stellt eine große Herausforderung für die Systeme der Altersvorsorge und der Absicherung des Risikos der Pflegebedürftigkeit in Deutschland dar. Daher verfolgen die in dieser kumulativen Dissertation enthaltenen zehn Arbeiten das Ziel, einen Beitrag zur Analyse der finanziellen Absicherung im Alter zu leisten, mit besonderer Berücksichtigung der beiden Situationen Alterssicherung und Pflegebedürftigkeit.

Zunächst verdeutlichen die Ergebnisse, dass die gesetzliche Renten- und soziale Pflegeversicherung zukünftig vor großen finanziellen Herausforderungen stehen und demzufolge unter anderem die private Absicherung eine immer wichtigere Rolle spielen wird. Zudem zeigt sich, dass eine Erhöhung der Fertilität und der Zuwanderung die finanzielle Stabilität der gesetzlichen Renten- und sozialen Pflegeversicherung durchaus verbessert, eine vollständige finanzielle Nachhaltigkeit jedoch nicht sicherstellen können.

In einem zweiten Schritt wurde die private Absicherung der Altersvorsorge und Pflegebedürftigkeit analysiert und dabei speziell auf die individuelle Wahrnehmung der jeweiligen Risiken fokussiert. Dabei zeigen die Ergebnisse, dass die Einschätzung der Wichtigkeit privater Altersvorsorge den Besitz und den Abschluss von Versicherungsprodukten positiv beeinflusst. Des Weiteren deuten die Untersuchungen darauf hin, dass Erfahrungen und Informationen über das Risiko der Pflegebedürftigkeit die Einschätzung der finanziellen Absicherung im Pflegefall positiv beeinflussen, sofern eine soziale Absicherung existiert.

Abschließend wurde beispielhaft für fondsgebundene Rentenversicherungen und Fondssparpläne die Vorteilhaftigkeit im Hinblick auf die Ablaufrendite untersucht. Die Ergebnisse liefern dabei Hinweise, dass fondsgebundene Rentenversicherungen unter bestimmten Voraussetzungen eine höhere Rendite erwirtschaften als vergleichbare Fondssparpläne und somit die Vorteilhaftigkeit versicherungsbezogener Produkte durchaus gegeben ist.

Weiterer Forschungsbedarf ergibt sich zum einen in der Erweiterung der deterministischen Vorausberechnung um einen stochastischen Ansatz sowie in der Berücksichtigung von Verhaltensanpassungen. Zum anderen wäre im Bereich der Analyse der Risikoeinschätzung die Verknüpfung der Risikokomponenten Schadenausmaß und Eintrittswahrscheinlichkeit eine sinnvolle Erweiterung.

Schlagwörter: Demografischer Wandel, Risikoeinschätzung, Pflegeversicherung, Rentenversicherung, Alterssicherung

Abstract

The pension and long-term care system in Germany will face huge challenges due to the upcoming demographic change. This dissertation with its ten articles contributes to the analysis of financial security in old-age, focusing on aspects of provision for old-age and for long-term care.

Firstly, the results show that an ageing population will exert significant pressure on the financial stability of the social pension and long-term care scheme. As a consequence, private precautionary measures for both risks become more and more important. Furthermore, the results indicate that a higher fertility rate and higher net migration would certainly help but not completely stabilize the social pension and long-term care system.

The second part focuses on the individual perception of old-age provision and long-term care insurance. The results indicate that the perceived importance of private old-age provision is the primary factor influencing the ownership of and demand for annuities. Furthermore, any prior experience with or knowledge of the financial risk associated with long-term care has a positive impact on the perceived financial security provided by an existing social security scheme.

Finally, the last study analyzes the benefits of equity-linked insurance products in comparison to equity-linked saving plans with regard to the final overall rate of return. The simulation shows ambiguous results. Nevertheless, equity-linked insurance products can outperform equity-linked saving plans under specific conditions, resulting in their possible advantageousness.

Further research could extend the current deterministic forecasts by means of a stochastic approach and by considering behavioral aspects. Additionally, connecting both risk components – severity and probability of the risk – to further analyze risk perception could be an important extension of the existing research.

Keywords: demographic change, risk perception, long-term care insurance, pension insurance, old-age provision

Inhaltsverzeichnis

1. Motivation und Zielsetzung	1
2. Inhaltlicher Überblick und Beitrag der einzelnen Module.....	4
3. Limitationen und Ausblick auf weiteren Forschungsbedarf.....	12
Literatur.....	15
Module der kumulativen Dissertation	18

1. Motivation und Zielsetzung

Der demografische Wandel und die sich dadurch abzeichnenden Auswirkungen für die deutsche Gesellschaft ist seit vielen Jahren ein wichtiges sozialpolitisches Thema (SVR, 2011). Die Thematik ist auch aktuell von hoher Relevanz, wie die von der Bundesregierung im Jahr 2012 vorgestellte Demografiestrategie und der zweite Demografiegipfel der Bundesregierung im Mai 2013 verdeutlichen (siehe BMI, 2013).

Eine große Herausforderung stellt die Bevölkerungsentwicklung u. a. für die finanzielle Absicherung im Alter dar. Insbesondere die finanzielle Stabilität der umlagefinanzierten gesetzlichen Renten- und sozialen Pflegeversicherung stehen dabei im Fokus der sozialpolitischen Diskussionen.¹ Der Grund dafür ist die sich durch den so genannten „doppelten Alterungsprozess“ – d. h. das niedrige Geburtenniveau und die steigende Lebenserwartung – verändernde Bevölkerungsstruktur und das sich daraus ergebende zunehmende Ungleichgewicht von potenziellen Beitragszahlern und Leistungsbeziehern. Dieses zu erwartende Ungleichgewicht wird zusätzlich durch die so genannte Baby Boomer Generation – d. h. die geburtenstarken Jahrgänge der 1950er- und 1960er-Jahre – verstärkt.

Zur finanziellen Stabilisierung der gesetzlichen Renten- und sozialen Pflegeversicherung wurden in der Vergangenheit bereits zahlreiche Reformen durchgeführt, bzw. werden verschiedene Reformvorschläge diskutiert. Ein detaillierter Überblick über die gesetzliche Renten- und soziale Pflegeversicherung sowie bereits umgesetzte Reformen ist u. a. in Breyer (2010) und Rothgang et al. (2012) zu finden. Neben einer gezielten Anpassung der Sozialversicherungsbereiche an die sich verändernde Bevölkerungsstruktur – z. B. durch die Anhebung des gesetzlichen Renteneintrittsalters auf 67 Jahre (siehe RV-Altersgrenzenanpassungsgesetz) – wird jedoch auch über die Effekte der demografischen Rahmenbedingungen auf die Nachhaltigkeit der Sozialversicherungssysteme diskutiert. Konkret geht es dabei um eine höhere Fertilität und Zuwanderung, zwei Bereiche die ebenfalls in der bereits erwähnten Demografiestrategie der Bundesregierung als Schwerpunktthemen enthalten sind. So wird argumentiert, dass die Auswirkungen der demografischen Entwicklung auf die Sozialversicherungssysteme durch eine Erhöhung des Geburtenniveaus und der Zuwanderung abgemildert werden können (Ott, 2002). Obwohl verschiedene Studien einen eher geringen Einfluss der beiden Faktoren auf die Stabilität der gesetzlichen Renten- und sozialen

¹ Beide Sozialversicherungsbereiche zeichnen sich durch eine besonders starke Altersabhängigkeit der Inanspruchnahme von Leistungen aus.

Pflegeversicherung vermuten (z. B. Börsch-Supan, 2002 und Bomsdorf et al., 2010), hat sich die politische und wissenschaftliche Diskussion hinsichtlich der beiden genannten Faktoren in den letzten Jahren wieder verstärkt. Beispielsweise argumentiert Brücker (2013) in einer kürzlich erschienenen Studie, dass der Sozialstaat durch Einwanderung zukünftig erheblich profitieren wird. Als Begründung nennt er zum einen das verbesserte Qualifikationsniveau der Einwanderer und zum anderen die wirtschaftliche Situation in Europa, die die Zuwanderung nach Deutschland positiv beeinflusst. Dies zeigt auch die hohe Nettozuwanderung in den Jahren 2010 bis 2012 (Statistisches Bundesamt, 2013a und b). Im Bereich der Familienpolitik wurde im Jahr 2009 eine Gesamtevaluation der ehe- und familienbezogenen Maßnahmen und Leistungen vom Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend gestartet, in der ein Ziel die Erhöhung der Fertilität bzw. die Erfüllung von Kinderwünschen darstellt (Boll et al., 2013 und BMFSFJ, 2013). Aufgrund der aktuellen Diskussion zum Thema Geburtenrate und Zuwanderung stellt sich die Frage, ob und inwiefern eine höhere Fertilität und Zuwanderung wirklich einen Beitrag zur finanziellen Stabilität der gesetzlichen Renten- und sozialen Pflegeversicherung leisten kann.

Trotz zahlreicher Reformen und Reformvorschläge zur nachhaltigen Stabilisierung der gesetzlichen Renten- und sozialen Pflegeversicherung wird die private Absicherung zukünftig eine immer größere Rolle einnehmen, um einerseits eine angemessene finanzielle Versorgung im Rentenalter zu gewährleisten und andererseits eine adäquate finanzielle Absicherung im Fall der Pflegebedürftigkeit sicherzustellen.² Diese Rollenverschiebung wird u. a. an der Neuausrichtung des Drei-Säulen-Systems deutlich, die z. B. an dem Wandel der gesetzlichen Rentenversicherung von einer „ausgabenorientierten Einnahmepolitik“ hin zu einer „einnahmeorientierten Ausgabenpolitik“ erkennbar ist (Rürup, 2011). Des Weiteren zeigt sich die Neuausrichtung in den Bemühungen der Politik, mit Hilfe von subventionierten Anlage- und Versicherungsprodukten – u. a. staatlich geförderten Produkten zur Altersvorsorge und zur Pflegezusatzversicherung – die Nachfrage nach solchen Produkten zu erhöhen. Fraglich ist allerdings, inwieweit eine pauschale finanzielle Förderung die Nachfrage wirklich erhöhen kann oder ob dies lediglich zu Verdrängungs- und Mitnahmeeffekten führt (Corneo et al., 2010). Neben einer Subventionierung des Preises bzw. der Prämie sind für einen positiven Impuls auf die (Versicherungs-) Nachfrage ebenfalls die Wahrnehmung und der Infor-

² In diesem Zusammenhang muss natürlich auch die betriebliche Altersvorsorge als zweite Säule der Alterssicherung erwähnt werden, die jedoch nicht Gegenstand der hier vorgestellten kumulativen Dissertation ist.

mationsstand der Risiken sowie Informationen zu Absicherungsmöglichkeiten entscheidend. Somit stellt sich die Frage, wie die Risiken auf individueller Ebene wahrgenommen werden und welche Faktoren die Wahrnehmung überhaupt beeinflussen. Darüber hinaus ist ebenfalls entscheidend, welchen Effekt die Wahrnehmung von Risiken auf die private Absicherung (z. B. die Versicherungsnachfrage) ausübt. Sollte z. B. die Relevanz finanzieller Einkommensrisiken im Alter bzw. die Wichtigkeit der privaten Altersvorsorge erkannt werden, dies aber keinen Einfluss auf die private Altersvorsorge ausüben, stellt sich die Frage nach möglichen Erklärungsansätzen für dieses Verhalten. Allerdings muss dabei zwischen dem Einfluss auf die generelle private Alterssicherung (unabhängig von der konkreten Durchführungsart) und der Absicherung durch eine spezifische Produktkategorie (z. B. über Versicherungsprodukte) abgegrenzt werden.

Im Bereich der Nachfrage nach Altersvorsorgeprodukten wird häufig diskutiert, dass Lebensversicherungsprodukte nicht geeignet (oder teilweise sogar überflüssig) sind, um zusätzlich für das Alter vorzusorgen. Dabei wird die Diskussion jedoch häufig auf einer eher unwissenschaftlichen Ebene geführt. Ein Beispiel dafür ist die Studie „Ampelcheck Geldanlage“ der Verbraucherzentrale Hamburg, in der alle Lebensversicherungsprodukte als ungeeignet für die Altersvorsorge eingestuft wurden (Verbraucherzentrale Hamburg, 2009). Aufgrund dieser Einstufung und der fehlenden Objektivität in der Bewertung wurde die Studie stark kritisiert (siehe Albrecht, 2009). Sowohl in dem erwähnten „Ampelcheck“ als auch in der generellen Diskussion liegen häufig vorgebrachte Kritikpunkte in einer fehlenden Liquidität, in der Kostenintransparenz sowie in hohen Abschluss- und Verwaltungskosten und damit in einem Kosten- bzw. Renditenachteil im Vergleich zu alternativen Produkten. Während der Kostennachteil sowie die generelle Kostenintransparenz durchaus nachvollziehbare Argumente sind, ist die Kritik der fehlenden Liquidität zu hinterfragen. Insbesondere bei der Altersvorsorge ist der langfristige Sparcharakter – und somit auch eine gewisse Spardisziplin – ein wichtiges Kriterium für die Kapitalakkumulation (Albrecht, 2009). Mit Blick auf die Rendite bzw. das Kostenargument bleibt oft unberücksichtigt, dass viele versicherungsbezogene Produkte unter bestimmten Voraussetzungen einen Steuervorteil inne haben. Aus wissenschaftlicher Sicht stellt sich daher die Frage, welche der genannten Kritikpunkte wirklich bestätigt werden können, um so die Vorteilhaftigkeit von Versicherungsprodukten objektiv bewerten zu können.

Zusammenfassend werden verschiedene Fragestellungen aus drei übergeordneten Themenbereichen betrachtet, an denen sich die vorliegende kumulative Dissertation orientiert und die in insgesamt zehn Modulen bearbeitet worden sind:

I. *Demografischer Wandel und Sozialversicherung*

- Wie beeinflusst der demografische Wandel die finanzielle Stabilität der gesetzlichen Renten- und sozialen Pflegeversicherung?
- Welchen Beitrag können eine höhere Fertilität und Zuwanderung leisten?

II. *Individuelle Risikowahrnehmung*

- Wie werden das finanzielle Risiko der Pflegebedürftigkeit und das Einkommensrisiko im Alter auf individueller Ebene wahrgenommen?
- Welche Faktoren beeinflussen diese Risikowahrnehmung?
- Welchen Einfluss hat die Wahrnehmung auf die private Absicherung?

III. *Lebensversicherungsprodukte*

- Stellen Lebensversicherungsprodukte geeignete Instrumente für die private Altersvorsorge dar?

2. Inhaltlicher Überblick und Beitrag der einzelnen Module

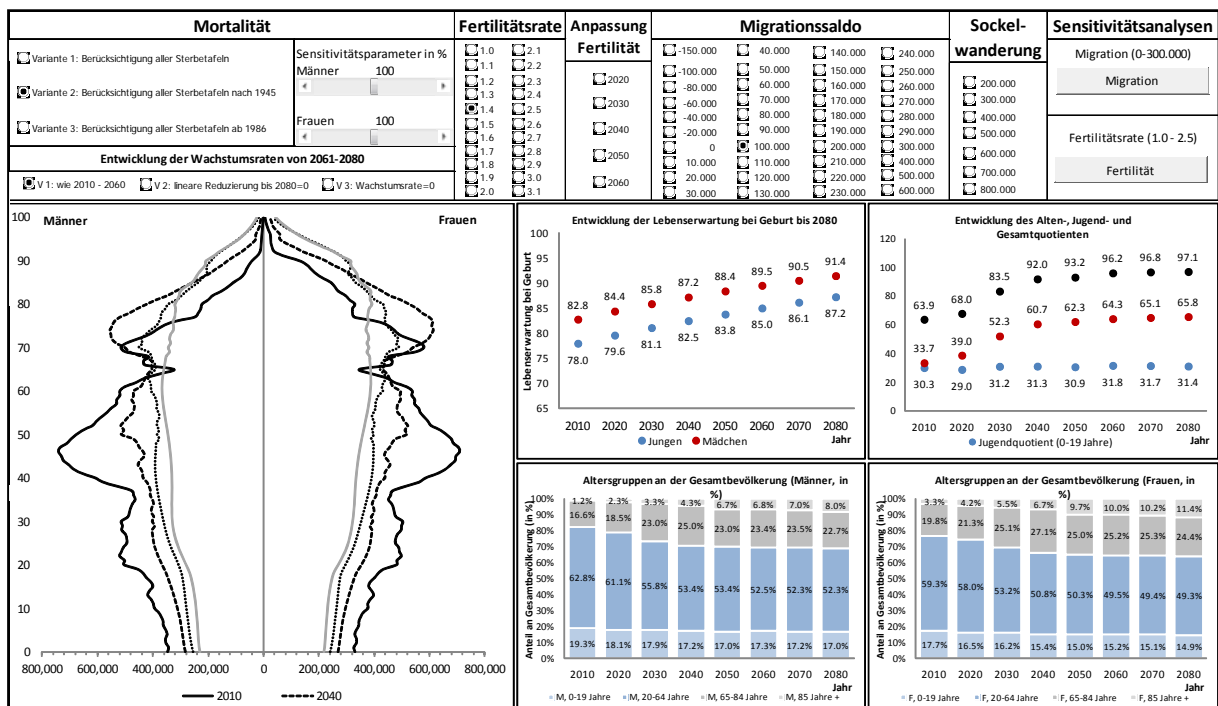
Innerhalb des ersten Themenbereichs wurde zunächst ein Modell zur Bevölkerungsvorausberechnung erstellt. In vielen Studien wird die koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes als Grundlage für weiterführende Projektionen verwendet (Statistisches Bundesamt, 2009). Allerdings ist der Umfang an Analysemöglichkeiten bzw. an Variation verschiedener Parameter (z. B. Nettomigration, Sterblichkeitsentwicklung) auf die zur Verfügung gestellten Daten und Projektionen beschränkt. Bei Verwendung eigener Modelle ist es prinzipiell möglich die betrachteten Parameter beliebig zu variieren. Darüber hinaus können eigene Modelle zur Bevölkerungsvorausberechnung permanent und nach Bedarf an aktuelle Daten und Entwicklungen einzelner Komponenten angepasst werden.³ Bei Verwendung externer Daten ist dem Nutzer häufig nicht genau bekannt, auf welchen Annahmen, Methoden und verwendeten Daten die Ergebnisse beruhen und wie sich die Ergebnisse

³ Die derzeit aktuelle 12. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung verwendet eine Datenbasis von 2008 (Statistisches Bundesamt 2009).

bei einer Variation der einzelnen Faktoren im Detail verändern. Jedoch ist eine detaillierte Kenntnis über Annahmen, Methoden und Daten für die Ergebnisinterpretation und -diskussion wichtig, was bei Verwendung eines eigenen Modells gewährleistet ist. Das Statistische Bundesamt stellt hingegen nur unvollständige Informationen zu den genannten Punkten zur Verfügung.

Die Arbeit „Entwicklung eines Modells zur Bevölkerungsprojektion – Modellrechnungen zur Bevölkerungsentwicklung bis 2060“ (Modul 1) beschreibt detailliert die Annahmen, Methoden und Daten des eigenständig erstellten Modells zur Bevölkerungsprojektion. Die grundlegenden Steuerungsmöglichkeiten des in Excel/VBA erstellten Modells sind zudem in Abbildung 1 dargestellt. Neben der ausführlichen Beschreibung der Bevölkerungsvorausberechnung werden die Ergebnisse mit denen der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes verglichen. Zwar zeigt der Vergleich eine grundlegende Übereinstimmung der Bevölkerungsprojektionen, allerdings sind im Detail auch Unterschiede aufgrund abweichender Annahmen zu erkennen. Das in Modul 1 vorgestellte Bevölkerungsvorausberechnungsmodell stellt die Basis für die weiterführenden Projektionen dar, u. a. die im Folgenden analysierten Bereiche der gesetzlichen Renten- und sozialen Pflegeversicherung.

Abbildung 1: Steuerungsblatt des deterministischen Moduls zur Bevölkerungsprojektion



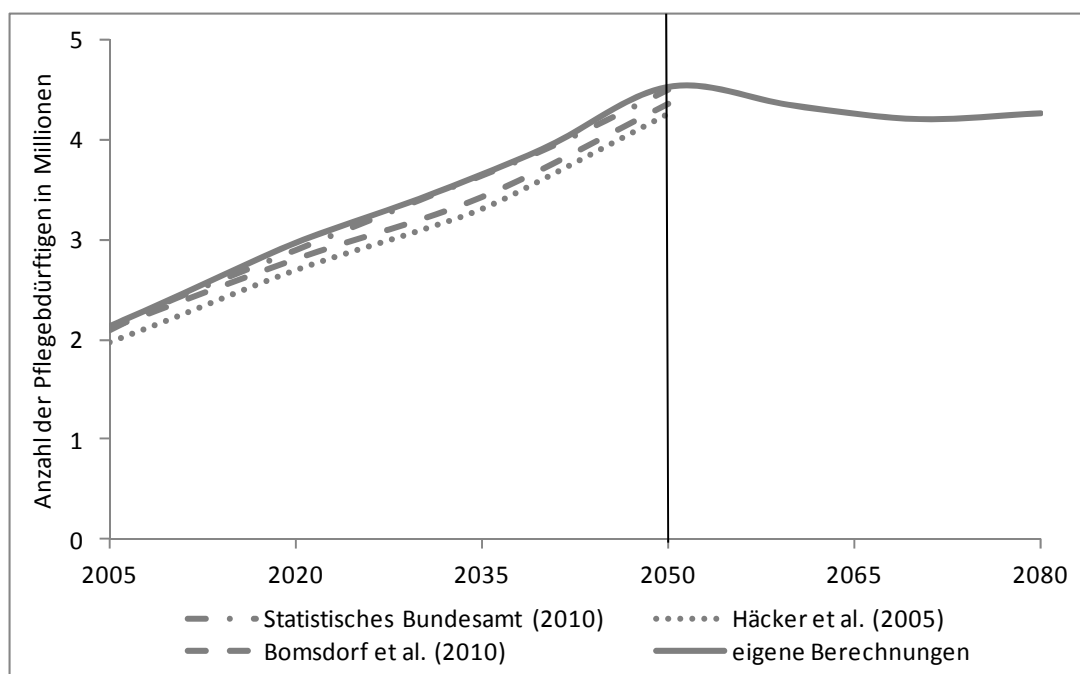
Bevor eine Analyse der beiden Sozialversicherungsbereiche erfolgt, betrachtet die Studie „Bevölkerungsentwicklung und soziale Pflegeversicherung in Deutschland – Der Einfluss von demografischen Faktoren auf das Verhältnis von potenziellen Beitragszahlern und Leistungsbeziehern“ (Modul 2) die generelle Entwicklung der Abhängigkeitsquotienten (Jugend-, Alten- und Gesamtquotient)⁴ sowie den Einfluss einer Variation der Komponenten Fertilität und Nettozuwanderung auf die jeweiligen Abhängigkeitsquotienten. Die verschiedenen Abhängigkeitsquotienten werden dabei als aggregiertes Maß für das Verhältnis von Beitragszahlern und Leistungsempfängern betrachtet. Darüber hinaus wird diskutiert, welche Implikationen aus den Ergebnissen für die soziale Pflegeversicherung abgeleitet werden können. Der Projektionszeitraum der Studie erstreckt sich bis zum Jahr 2080, um den Einfluss der Alterung der geburtenstarken Jahrgänge vollständig abbilden zu können. Ein Großteil der bisher veröffentlichten Studien berücksichtigt einen Projektionszeitraum bis zum Jahr 2050 oder 2060 und kann somit den Einfluss der geburtenstarken Jahrgänge noch nicht abschließend beurteilen. Darüber hinaus erfolgen die Sensitivitätsanalysen der beiden Komponenten (Fertilität und Migration) über eine größere Bandbreite als bei anderen Studien. Zusätzlich werden die Ober- und Untergrenzen zum Teil anhand aktueller Daten und Entwicklungen der Komponenten festgelegt. Die Ergebnisse verdeutlichen, dass eine höhere Geburtenrate und eine höhere Zuwanderung mittel- und langfristig den finanziellen Problemdruck durchaus abmildern können, eine vollständige finanzielle Stabilisierung jedoch nicht sicherstellen können. Darüber hinaus zeigen sich Unterschiede in den kurz-, mittel- und langfristigen Effekten der beiden Komponenten.

Für eine Prognose der Ausgabenentwicklung der sozialen Pflegeversicherung ist es notwendig, die zukünftige Anzahl der Pflegebedürftigen zu bestimmen. Dafür stellt wiederum die Annahme zur Entwicklung der alters- und geschlechtsspezifischen Prävalenz einen wichtigen Faktor dar (Hackmann und Moog, 2009). Bisherige Projektionen nehmen häufig ein vereinfachtes Szenario konstanter Prävalenz über die Zeit an (so genanntes Status quo Szenario). Dafür werden in der Regel alters- und geschlechtsspezifische Pflegewahrscheinlichkeiten bzw. Pflegequoten betrachtet und als konstant über die Zeit angenommen. Allerdings stellt diese Annahme lediglich ein mögliches Szenario für die Entwicklung der Pflegequoten dar (Statistisches Bundesamt, 2010).

⁴ Der Jugendquotient bzw. Altenquotient ist definiert als das Verhältnis von jungen (hier 0-19 Jahre) bzw. alten Menschen (hier 65 Jahre +) zu 100 Personen im erwerbsfähigen Alter (hier 20-64 Jahre). Der Gesamtquotient entspricht der Summe aus Jugend- und Altenquotient.

Das Projekt „Entwicklung der Leistungsempfängerzahlen in der Gesetzlichen Pflegeversicherung – Zum Einfluss unterschiedlicher Morbiditätsannahmen auf die Entwicklung der sozialrechtlich anerkannten Pflegebedürftigkeit in Deutschland“ (Modul 3) betrachtet drei unterschiedliche Szenarien zur Entwicklung der Pflegequoten und analysiert deren Einfluss auf die Leistungsempfängerzahlen in der gesetzlichen Pflegeversicherung. Als Kriterium für die Festlegung der Szenarien wird dabei u. a. die auf Sullivan (1971) zurückzuführende pflegebedürftigkeitsfreie Lebenserwartung bzw. die Lebenserwartung in Pflege angewendet. Wie in Modul 2 wird auch in dieser Studie eine Projektion bis zum Jahr 2080 durchgeführt. Eine Analyse über das Jahr 2050 ist – wie bereits erwähnt – sinnvoll, um den Verlauf der geburtenstarken Jahrgänge vollständig betrachten zu können. Abbildung 2 zeigt u. a., dass der Anstieg der Anzahl an Pflegebedürftigen ab dem Jahr 2050 an Dynamik verliert bzw. aufgrund des zunehmenden Ablebens der Baby Boomer Generation sogar zurückgeht. Dieser Effekt ist in den exemplarisch dargestellten Studien von Häcker et al. (2005), Bomsdorf et al. (2010) und vom Statistischen Bundesamt (2010) nicht erkennbar.⁵

Abbildung 2: Prognose der Anzahl der Pflegebedürftigen für verschiedene Simulationen im jeweiligen Szenario konstanter Pflegequoten



⁵ Alle drei Studien führen eine Projektion bis zum Jahr 2050 durch. Eine ausführliche Auflistung bisheriger Studien ist in Modul 3, Tabelle 1 dargestellt.

Dennoch zeigt sich im Szenario konstanter Pflegequoten ein Anstieg der Anzahl der Pflegebedürftigen im Jahr 2080 gegenüber dem Jahr 2011. Darüber hinaus verdeutlichen die Ergebnisse in Modul 3, dass der Anteil der Pflegebedürftigen an der Gesamtbevölkerung je nach Szenario von 3,0% im Jahr 2011 auf 4,2% – 7,4% im Jahr 2080 ansteigt und verdeutlichen somit zusätzlich den zu erwartenden finanziellen Druck für die soziale Pflegeversicherung.

Die zukünftige finanzielle Stabilität der gesetzlichen Rentenversicherung wird in der Arbeit „*Financial Sustainability of the German Statutory Pension Scheme through 2060 – Can Higher Fertility Rates and Immigration Mitigate the Financial Pressure?*“ (Modul 4) untersucht. Dabei liegt der Fokus auf der Entwicklung des Beitragssatzes und des Nettorentenniveaus. Darüber hinaus werden – wie bereits zuvor in Modul 2 – die jeweiligen Effekte einer Variation der Fertilität und der Migration auf die finanzielle Nachhaltigkeit der gesetzlichen Rentenversicherung analysiert. Obwohl auch hier eine Projektion bis zum Jahr 2080 einen zusätzlichen Beitrag zur bisherigen Literatur leisten würde (siehe Modul 2 und 3), wurde hier lediglich ein Zeitraum bis 2060 betrachtet. Der Grund dafür liegt in der sehr großen Unsicherheit bei einer weitergehenden Projektion, die u. a. durch die Vielzahl an Projektionen der zusätzlichen Komponenten – wie z. B. die Projektion der Entgeltpunkte und der verschiedene Ausgaben- und Einnahmenkomponenten – entsteht. Die Variation der Fertilitätsrate und Nettomigration erfolgt auch hier über eine größere Bandbreite als bei anderen Studien. Die Ober- und Untergrenzen werden wie zuvor anhand aktueller Daten und Entwicklungen der Komponenten festgelegt. Des Weiteren wird in der Studie der Einfluss kombinierter Szenarien betrachtet, d. h. welchen Gesamteffekt eine Veränderung beider Komponenten auf die Entwicklung des Beitragssatzes und des Nettorentenniveaus hervorruft. Als Maß für die finanzielle Stabilität der gesetzlichen Rentenversicherung werden die im SGB VI (§154) festgelegten Grenzwerte für den Beitragssatz (22% bis 2030) und das Nettorentenniveau (43% bis 2030) angenommen. Insgesamt zeigt die Simulation tendenziell einen Anstieg des Beitragssatzes sowie ein Sinken des Nettorentenniveaus innerhalb der nächsten 50 Jahre. Insbesondere bis zum Jahr 2035 ist ein starker Anstieg (Rückgang) des Beitragssatzes (Nettorentenniveaus) zu erkennen, was hauptsächlich durch den Renteneintritt der geburtenstarken Jahrgänge hervorgerufen wird. Der Einfluss der Fertilität und der Zuwanderung auf die finanzielle Stabilität der gesetzlichen Rentenversicherung bestätigt die Ergebnisse aus Modul 2. Darüber hinaus zeigt sich jedoch, dass selbst bei einer optimistischen Entwicklung der beiden

Komponenten der zuvor beschriebene Grenzwert für die Entwicklung des Beitragssatzes langfristig überschritten wird. Damit der projizierte Beitragssatz das langfristig festgelegte Niveau von 22% nicht überschreitet, wären ein dauerhafter Anstieg der Nettomigration um mehr als 60% auf mindestens 600.000 Personen und der Fertilitätsrate um mehr als 50% auf 2,1 Kinder je Frau im gebärfähigen Alter erforderlich. Je nachdem wie sich das Renteneintrittsverhalten über die Zeit entwickelt, fallen die Werte noch höher aus.

Die Module 2-4 leisten somit einen Beitrag zur Analyse, welchen Einfluss der demografische Wandel auf die finanzielle Stabilität der gesetzlichen Renten- und sozialen Pflegeversicherung hat. Insbesondere der erweiterte Betrachtungszeitraum, die unterschiedlichen Szenarien der relevanten Komponenten sowie die Berücksichtigung aktueller Entwicklungen der Zuwanderung liefern zusätzliche Erkenntnisse zur bereits existierenden Literatur.

Der in Modul 4 dargestellte Rückgang des Nettorentenniveaus veranschaulicht, dass die gesetzliche Rentenversicherung zukünftig einen zunehmend geringeren Anteil am (notwendigen) Renteneinkommen abdeckt bzw. die Rentenlücke immer größer wird. Die Änderung des Steuersystems hin zu einer nachgelagerten Besteuerung wird teilweise zu einer weiteren Verringerung des Rentenniveaus nach Steuern führen (Fehr, 2003). Diese Ergebnisse verdeutlichen die zunehmende Relevanz der privaten und/oder betrieblichen Altersvorsorge. Für die Pflegebedürftigkeit wird eine private Absicherung ebenfalls zunehmend wichtiger, da sie bereits heute ein hohes finanzielles Risiko im Alter darstellt (Zhou et al., 2010) und sich diese Situation durch den demografischen Wandel noch verstärken wird (siehe Modul 2 und 3). Im Jahr 2007 wurden bereits über 30% der gesamten Pflegekosten (ca. 34 Mrd. Euro) durch private Ausgaben finanziert, wie das Buchkapitel „*Financing Long-Term Care in Germany*“ (Modul 5) darstellt. Weiterhin verdeutlicht der Buchbeitrag einen Anstieg des Anteils privater Ausgaben an den Gesamtausgaben über einen Zeitraum von 1999 bis 2007. Der Grund dafür liegt u. a. in den pauschalen Leistungsbeträgen (je nach Pflegestufe) der sozialen Pflegeversicherung. Auch diese Ergebnisse unterstreichen die Notwendigkeit einer zusätzlichen privaten Absicherung im Fall der Pflegebedürftigkeit.

In diesem Zusammenhang stellt sich die Frage, inwieweit die finanziellen Risiken auf individueller Ebene wahrgenommen bzw. eingeschätzt werden (siehe zweiter Themenbereich). Für den Bereich der Altersvorsorge untersucht die Arbeit „*Is provision for old-age the main saving motive of the future? — An empirical analysis for Germany*“ (Modul 6), welchen Stellenwert das Sparmotiv Altersvorsorge im Vergleich zu anderen Sparmotiven besitzt. Darüber

hinaus wird analysiert, welchen Einfluss die Einschätzung des Sparmotivs Altersvorsorge auf den Besitz und den Abschluss von Lebensversicherungsprodukten hat. Bisherige Untersuchungen zu diesem Thema (u. a. Wähling et al., 1993 und Hecht und Hanewald, 2010) zeigen einen positiven Zusammenhang zwischen dem Sparmotiv Altersvorsorge und dem Abschluss von Lebensversicherungsprodukten. In der hier dargestellten Studie war es unter Verwendung des seit 2001 verfügbaren SAVE (Sparen und Altersvorsorge in Deutschland) Datensatzes möglich, nicht nur das Sparmotiv Altersvorsorge zu betrachten, sondern verschiedene Sparmotive sowie den Besitz von Lebensversicherungsprodukten zu verknüpfen und zu analysieren. Darüber hinaus ermöglichte die Panelstruktur des Datensatzes die Nutzung von Methoden zur Paneldatenanalyse, wodurch potenzielle Verzerrungsprobleme in den Ergebnissen (z. B. durch individuelle Heterogenität in den Angaben) reduziert werden konnten. Als weiteren Beitrag zu den bisherigen Studien werden drei verschiedene Lebensversicherungsprodukte – Kapitallebensversicherung, Rentenversicherung und die so genannte Riester-Rentenversicherung – betrachtet. Insgesamt verdeutlichen die Ergebnisse, dass das Motiv der Altersvorsorge im Vergleich zu anderen Sparmotiven einen hohen Stellenwert einnimmt und insbesondere einen Einfluss auf den Besitz und den Abschluss privater Rentenversicherungen hat. Für den Abschluss von Riester-Rentenversicherungen ist hingegen das Sparmotiv „staatliche Subventionen“ ein wichtiger Entscheidungsgrund. Ebenfalls interessant ist das Ergebnis, dass Personen mit einem geringen Bildungsniveau das Sparmotiv Altersvorsorge als durchschnittlich weniger wichtig einschätzen.

Die Veröffentlichungen *„Impact of the Introduction of the Social Long-Term Care Insurance in Germany on Financial Security Assessment in Case of Long-Term Care Need“* (Modul 7) und *“The Perception of Financial Risks – A Panel Data Analysis on Perceived Financial Security in the Event of Long-Term Care Need for Germany“* (Modul 8) analysieren die Einschätzung der finanziellen Absicherung im Pflegefall, d. h. (approximativ) wie die Individuen die Höhe des finanziellen Risikos im Fall der Pflegebedürftigkeit einschätzen. Die Ergebnisse der ersten Studie (Modul 7) zeigen, dass sich die Einschätzung der finanziellen Absicherung durch die Einführung der gesetzlichen Pflegeversicherung verbessert, d. h. die Individuen sich tendenziell besser abgesichert fühlen. Dieses Resultat untermauert die Argumentation, dass die Existenz von Sozialversicherung ein Substitut zur privaten Versicherungsnachfrage darstellt bzw. im Fall des Pflegerisikos als ein Grund für die geringe Nachfrage nach (Zusatz-) Pflegeversicherung angesehen wird (Brown und Finkelstein, 2009). Weiterhin deutet die Studie

darauf hin, dass Erfahrungen bzw. Informationen über die Pflegebedürftigkeit vor Einführung der gesetzlichen Pflegeversicherung die Einschätzung der finanziellen Absicherung im Fall der Pflegebedürftigkeit negativ beeinflussen. Mit Einführung der gesetzlichen Pflegeversicherung kehrte sich der Zusammenhang jedoch um. Damit liefern die Ergebnisse ein Indiz dafür, dass aufgrund der Existenz einer gesetzlichen Absicherung Personen ohne Erfahrung mit dem Risiko die finanzielle Absicherung tendenziell schlechter einschätzen als Personen mit Erfahrungen. Dieser Zusammenhang wurde insbesondere in der zweiten Studie (Modul 8) durch die Nutzung von Methoden der Paneldatenanalyse sowie eines längeren Zeitraums detaillierter untersucht und bestätigt. Darüber hinaus deuten die Ergebnisse der zweiten Studie darauf hin, dass insbesondere Erfahrungen und Informationen über die Leistungen der gesetzlichen Pflegeversicherung einen positiven Einfluss auf die Einschätzung der finanziellen Absicherung im Fall der Pflegebedürftigkeit ausüben. Eine Möglichkeit für diesen Zusammenhang kann in der negativen medialen Darstellung der Sozialversicherung im Allgemeinen und der gesetzlichen Pflegeversicherung im Speziellen begründet sein.

Diese Ergebnisse werden zusätzlich gestützt durch die Publikation *„How Do Insured Perceive Their Financial Security in the Event of Illness? – A Panel Data Analysis for Germany“* (Modul 9), in der sich ein ähnlicher Zusammenhang von Erfahrungen mit dem Gesundheitssystem und der Einschätzung der finanziellen Absicherung im Krankheitsfall zeigt. Darüber hinaus verdeutlichen die Ergebnisse, dass die Existenz von bestimmten Zusatzkrankenversicherungen die Einschätzung der finanziellen Absicherung im Krankheitsfall ebenfalls positiv beeinflusst.

Die drei Module 7 bis 9 leisten einen zusätzlichen Beitrag zur empirischen Evidenz bezüglich der (Fehl-) Einschätzung und Wahrnehmung finanzieller Risiken, insbesondere für die in der Literatur bislang nur selten analysierte Komponente der Einschätzung des finanziellen Ausmaßes bzw. der finanziellen Absicherung. Darüber hinaus liefern alle drei Beiträge zusätzliche Informationen zu potenziellen Einflussfaktoren auf die Nachfrage nach (Zusatz-) Versicherungen.

Das letzte Modul der kumulativen Dissertation betrachtet gezielt die Ebene potenzieller Produktmöglichkeiten für die Altersvorsorge und liefert somit Erkenntnisse für den dritten Themenbereich. Die Publikation *„Ein simulationsbasierter Renditevergleich von fondsgebundenen Altersvorsorgeprodukten“* (Modul 10) analysiert und vergleicht beispielhaft die Ablaufleistung bzw. die Ablaufrendite von fondsgebundenen Rentenversicherungen und Fondspar-

plänen. Dabei liegt ein besonderer Fokus auf der Analyse der zuvor erwähnten Kosten- und steuerlichen Aspekte. Bisherige Studien berücksichtigen zumeist durchschnittliche Jahresrenditen für den Vergleich von Versicherungsprodukten mit alternativen Anlagemöglichkeiten und vernachlässigen dabei mögliche stochastische Entwicklungen der zugrundeliegenden Anlageklassen. Daher wird in Modul 10 eine monatliche Simulation der Entwicklung des Anlagevermögens betrachtet sowie die steuerliche Situation berücksichtigt. Die Ergebnisse liefern dabei Erkenntnisse, welchen Einfluss die tatsächliche Wertentwicklung des zugrundeliegenden Investments auf die Ablaufrendite hat und welche Rolle dabei die Kosten sowie die steuerliche Situation spielen. Die Ergebnisse zeigen, dass keine abschließende Aussage über die Vorteilhaftigkeit einer der beiden Anlagekategorien getroffen werden kann. Allerdings wird deutlich, dass der Steuervorteil der fondsgebundenen Rentenversicherung umso größer wird, je höher die Wertsteigerung des zugrundeliegenden Fondsinvestments ausfällt. Darüber hinaus führen Fondsumschichtungen während der Laufzeit (*ceteris paribus*) zu einem Renditevorteil für fondsgebundene Rentenversicherungen. Die Publikation liefert somit einen wissenschaftlichen Beitrag zur Diskussion über die Vorteilhaftigkeit versicherungsbezogener Altersvorsorgeprodukte.

3. Limitationen und Ausblick auf weiteren Forschungsbedarf

Im ersten Themenbereich werden mittels Vorausberechnungen vor allem die durch den demografischen Wandel zu erwartenden Herausforderungen für die gesetzliche Renten- und soziale Pflegeversicherung analysiert. Alle durchgeführten Projektionen basieren auf einem deterministischen Ansatz zur Bevölkerungsvorausberechnung. Mit einem solchen Ansatz können Unsicherheiten in der Prognose nicht direkt berücksichtigt werden. Zwar ist es möglich die Unsicherheiten durch Sensitivitätsanalysen in den drei Komponenten abzumildern, allerdings liefert dieses Vorgehen keine Informationen über Eintrittswahrscheinlichkeiten der jeweiligen Szenarien. Aus diesem Grund ist es sinnvoll, die Projektionen durch eine stochastische Vorausberechnung zu erweitern, um weitergehende Aussagen über die Wahrscheinlichkeit einzelner Szenarien treffen zu können. Dies gilt nicht nur für die Bevölkerungsprognose, sondern auch für eine Fortschreibung weiterer Faktoren, die für die Einnahmen- und Ausgabenprojektionen der gesetzlichen Renten- und sozialen Pflegeversicherung relevant sind (z. B. Pflege- und Erwerbsquoten).

Obwohl für die Projektionen aktuell verfügbare Daten verwendet werden, sind diese dennoch mit gewissen Unsicherheiten verbunden. Dies betrifft insbesondere den Bevölkerungsbestand. Dieser wurde ausgehend von der letzten Volkszählung (Zensus) im Jahr 1987 mit Hilfe von Meldestatistiken jedes Jahr fortgeschrieben. Daten des aktuellen Zensus aus dem Jahr 2011 zeigen, dass die fortgeschriebenen Bevölkerungszahlen im Vergleich zu den Ergebnissen des aktuellen Zensus bundesweit um 1,3% höher ausfallen. Insbesondere im Bereich der Personen mit Migrationshintergrund gibt es große Abweichungen zwischen der Bevölkerungsfortschreibung und den Zensus-Ergebnissen. Aktuell sind die Daten jedoch nur auf aggregierter Ebene verfügbar. Sobald die Bevölkerungsdaten nach Altersjahren vorliegen, ist eine Anpassung der Projektion an die aktuellen Daten angebracht.

Im Bereich der Fertilität und Migration werden die Anpassungen in den Simulationen als exogen angenommen und lediglich linear angepasst. Neben der bereits beschriebenen Berücksichtigung stochastischer Fortschreibungen der beiden Komponenten würde eine zusätzliche Berücksichtigung von interdependenten Beziehungen zu anderen Faktoren bzw. eine Berücksichtigung von Verhaltensanpassungen weitere Analysen ermöglichen. Beispielsweise kann ein möglicher Zusammenhang von Geburtenraten und Erwerbsquoten der Frauen implementiert werden, um mögliche Wechselwirkungen im Einfluss der Fertilität auf die finanzielle Stabilität von gesetzlicher Renten- und sozialer Pflegeversicherung berücksichtigen zu können. Des Weiteren würde eine detailliertere Betrachtung der Zuwanderung zusätzliche Informationen liefern. Insbesondere die Berücksichtigung des Bildungsniveaus von Migranten sowie die Unterscheidung zwischen permanenter und temporärer Migration würden eine sinnvolle Erweiterung der bisherigen Analysen darstellen und einen zusätzlichen Beitrag zur bisherigen Literatur liefern.

Die Module 7 bis 9 des zweiten Themenbereichs analysieren die Einschätzung der finanziellen Absicherung verschiedener Risiken. Der verfügbare Datensatz des sozioökonomischen Panels liefert dabei keine ausreichenden Daten, um einen direkten Effekt der Risikoeinschätzung auf die Versicherungsnachfrage analysieren zu können. Diese Option würde jedoch eine sinnvolle Erweiterung der Analysen ermöglichen, insbesondere da verschiedene Einflussfaktoren (z. B. Vermögen, Einkommen) sowohl die Einschätzung des Risikos – und damit eventuell die Versicherungsnachfrage indirekt – als auch die Versicherungsnachfrage direkt beeinflussen können. Eine solche Unterscheidung würde zusätzliche Erkenntnisse zu den Wirkungszusammenhängen zwischen der Risikoeinschätzung und der Versicherungsnachfrage

liefern. Des Weiteren konnte in den Studien die Einschätzung der Wahrscheinlichkeit des Risikos als weiterer Faktor nicht berücksichtigt werden. Zwar wurde in den Analysen mit der Einschätzung der finanziellen Absicherung ein Risikoaspekt analysiert, der in vielen vorherigen Studien nicht betrachtet wurde, allerdings würde die Verknüpfung mit der Einschätzung der Eintrittswahrscheinlichkeit ein vollständiges Bild liefern und eine erweiterte Analyse der Risikoeinschätzung ermöglichen. Dafür wäre jedoch eine auf diese Fragestellung angepasste Befragung notwendig, um einen detaillierten Überblick über die Zusammenhänge der einzelnen Risikokomponenten zu erhalten und somit weitere relevante Informationen zur Risikoeinschätzung und Risikowahrnehmung zu liefern.

Innerhalb des dritten Themenbereichs wurden die in Abschnitt 1 dargestellten Kritikpunkte in einer spezifischen Analyse untersucht. Es wurden lediglich fondsgebundene Rentenversicherungen mit Fondssparplänen verglichen und dabei ausschließlich auf den Kosten- und Steueraspekt fokussiert. In diesem Zusammenhang würde die Betrachtung anderer Produktmöglichkeiten sowie weiterer Kritikpunkte eine sinnvolle Ergänzung zu Modul 10 darstellen und zu einem weiteren Erkenntnisgewinn der Vorteilhaftigkeit von Versicherungsprodukten beitragen. Darüber hinaus würde die Implementierung verschiedener Garantien in den Versicherungsprodukten zusätzliche Informationen zu den Kosten bzw. der Rendite liefern, da jede Garantie auch mit Kosten verbunden ist. Allerdings müsste die jeweilige Garantie bewertet werden, um den Kosten- bzw. Renditeeffekt ermitteln zu können. Innerhalb der Kategorie fondsgebundener Produkte ergibt sich weiterer Forschungsbedarf in der Untersuchung unterschiedlicher regelgebundener Umschichtungsstrategien zwischen verschiedenen Anlageklassen – z. B. zwischen Aktien und Renten – und deren Effekte auf die Ablaufrendite. Diese Ergebnisse könnten somit Empfehlungen liefern, ob und in welchem Ausmaß bestimmte Umschichtungsstrategien die erwartete Ablaufrendite erhöhen können und somit sinnvoll wären.

Neben den hier aufgeführten Limitationen gibt es weitere spezifische Limitationen, die jeweils in den einzelnen Modulen beschrieben werden.

Literatur

- Albrecht, P. (2009), 'Versicherungsprodukte ungeeignet für die Altersvorsorge?' *Versicherungswirtschaft* 17(64), 1322–1326.
- Boll, C., Bonin, H., Gerlach, I., Hank, K., Laß, I., Nehr Korn-Ludwig, M.-A., Reich, N., Reuß, K., Schnabel, R., Schneider, A. K., Stichnoth, H. und Wilke, C. B. (2013), 'Geburten und Kinderwünsche in Deutschland: Bestandsaufnahme, Einflussfaktoren und Datenquellen – Gutachten im Auftrag der Prognos AG für das Bundesministerium der Finanzen und das Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend', Mannheim.
- Bomsdorf, E; Babel, B. und Kahlenberg, J. (2010), 'Care need projections for Germany until 2050', in: Gabriele Doblhammer; Rembrandt Scholz (Hg.), *Ageing, Care Need and Quality of Life. The Perspective of Care Givers and People in Need of Care*. Wiesbaden: VS Verlag, 29-41.
- Börsch-Supan, Axel (2002), 'Mehr Zuwanderung? Zur Rolle des Auslands bei der Stabilisierung der Gesetzlichen Rentenversicherung in Deutschland', *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 71, 187–198.
- Breyer, F. (2010), 'Rentenversicherung zwischen Nachhaltigkeit und Gerechtigkeit', *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 99(5), 569–583.
- Brown, J.R. und Finkelstein, A. (2008), 'The Interaction of Public and Private Insurance: Medicaid and the Long-Term Care', *The American Economic Review* 98(3), 1083–1102.
- Brücker, H. (2013), 'Auswirkungen der Einwanderung auf Arbeitsmarkt und Sozialstaat: Neue Erkenntnisse und Schlussfolgerungen für die Einwanderungspolitik', Bertelsmann Stiftung: Gütersloh.
- Bundesministerium des Innern (BMI) (2013), 'Jedes Alter zählt – Zweiter Demografieipfel der Bundesregierung am 14. Mai 2013', Berlin.
- Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (BMFSFJ) (2013), 'Politischer Bericht zur Gesamtevaluation der ehe- und familienbezogenen Leistungen', Berlin.
- Corneo, G., Keese, M., Schröder, C. (2010), 'The Effects of Saving Subsidies on Household Saving: Evidence from Germany', Ruhr Economic Paper Nr. 170 der Universitäten Bochum, Dortmund, Duisburg-Essen und des Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (RWI).
- Fehr, Hans (2003), 'Die Vorschläge zur Rentenbesteuerung: Eine Bewertung der Verteilungswirkungen', *Wirtschaftsdienst* 83 (4), 238–244.

- Hackmann, T., Moog, S. (2009), 'Die Auswirkungen der steigenden Lebenserwartung auf die Prävalenz der Pflegebedürftigkeit in Deutschland', *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 98(1), 73–89.
- Häcker, J., Höfer, M. A., Raffelhüschen, B. (2005), 'Reformkonzepte der Gesetzlichen Pflegeversicherung auf dem Prüfstand', Initiative Neue Soziale Marktwirtschaft, Köln.
- Hecht, C., Hanewald, K. (2010), 'Sociodemographic, Economic, and Psychological Drivers of the Demand for Life Insurance: Evidence from the German Retirement Income Act', Discussion Paper 2010-034, Humboldt Universität zu Berlin.
- Ott, Notburga (2002), 'Luxusgut Kind zwischen Privatinteresse und gesellschaftlicher Verpflichtung – zu den Kontroversen in der familienpolitischen Debatte', *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 71, 11–25.
- Rothgang, H, Müller, R., Unger, R., Weiß, C., Wolter, A. (2012), 'BARMER GEK Pflegereport 2012', Schriftenreihe zur Gesundheitsanalyse Band 17, Schwäbisch Gmünd.
- Rürup, B. (2011), '„Rente mit 67“ – Die überschätzte wie unterschätzte Reform', *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, 80 (2), 53–60.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) (2011), 'Herausforderungen des demografischen Wandels – Expertise im Auftrag der Bundesregierung', Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2009), 'Bevölkerung Deutschlands bis 2060 – 12. Koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung'. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2010), 'Demografischer Wandel in Deutschland – Auswirkungen auf Krankenhausbehandlungen und Pflegebedürftige im Bund und in den Ländern', Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2013a), 'Bevölkerung und Erwerbstätigkeit – Wanderungen 2011', Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2013b), 'Bevölkerung und Erwerbstätigkeit – Vorläufige Wanderungsergebnisse 2012', Wiesbaden.
- Sullivan, D. F. (1971), 'A single index of mortality and morbidity', *HSMHA Health Reports* 86(4), 347–354.
- Verbraucherzentrale Hamburg e.V. (Hrsg.), 'Ampelcheck Geldanlage', 1. Auflage, Juni 2009

Wähling, S., Trumfheller, J., Graf von der Schulenburg, J.-M. (1993), 'Die Nachfragemotive nach Kapitallebensversicherungen und ihre Struktur', *Versicherungswirtschaft* (3), 173–180.

Zhou-Richter, T., M.J. Browne und Gründl, H. (2010), 'Don't They Care? Or, Are They Just Unaware? – Risk Perception and the Demand for Long Term Care Insurance', *The Journal of Risk and Insurance* 77(4), 715–747.

Module der kumulativen Dissertation

1. *Entwicklung eines Modells zur Bevölkerungsprojektion – Modellrechnungen zur Bevölkerungsentwicklung bis 2060*

Bowles, D., Zuchandke, A. (2012), Leibniz Universität Hannover, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Diskussionspapier Nr. 499.

2. *Bevölkerungsentwicklung und soziale Pflegeversicherung in Deutschland – Der Einfluss von demografischen Faktoren auf das Verhältnis von potenziellen Beitragszahlern und Leistungsbeziehern*

Zuchandke, A., Bowles, D., Greiner, W., Schulenburg, J.-M. (2013), *Zeitschrift für Sozialreform* 59(4), 433–457.

3. *Entwicklung der Leistungsempfängerzahlen in der Gesetzlichen Pflegeversicherung – Zum Einfluss unterschiedlicher Morbiditätsannahmen auf die Entwicklung der sozialrechtlich anerkannten Pflegebedürftigkeit in Deutschland*

Bowles, D., Zuchandke, A., Greiner, W., Schulenburg, J.-M. (2013), *Arbeitspapier*, Wiedereinreichung in *Schmollers Jahrbuch*

4. *Financial Sustainability of the German Statutory Pension Scheme through 2060 – Can Higher Fertility Rates and Immigration Mitigate the Financial Pressure?*

Zuchandke, A., Lohse, U., Schulenburg, J.-M. (2013), *Arbeitspapier*, Ersteinreichung in *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*

5. *Financing Long-Term Care in Germany*

Zuchandke, A., Reddemann, S., Krummacker, S. (2012), in: Costa-Font, J., Courbage, C. (Hg.), *Financing Long Term Care in Europe: Institutions, Markets and Models*, Palgrave-MacMillan: Hampshire, 214–235.

6. *Is provision for old-age the main saving motive of the future? — An empirical analysis for Germany*

Linderkamp, T., Zuchandke, A. (2012), *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 101(4), 517–537.

7. *Impact of the Introduction of the Social Long-Term Care Insurance in Germany on Financial Security Assessment in Case of Long-Term Care Need.*

Zuchandke, A., Reddemann, S., Krummaker, S., Schulenburg, J.-M. (2010), *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice* 35, 626–643.

8. *The Perception of Financial Risks – A Panel Data Analysis on Perceived Financial Security in the Event of Long-Term Care Need for Germany*

Zuchandke, A., Reddemann, S., Schulenburg, J.-M. (2013), *Arbeitspapier*, Wiedereinreichung in *Risk Management and Insurance Review*

9. *How Do Insured Perceive Their Financial Security in the Event of Illness? – A Panel Data Analysis for Germany*

Lange, A., Prenzler, A., Zuchandke, A. (2012), *Value in Health*, 15(5), 743–749.

10. *Ein simulationsbasierter Renditevergleich von fondsgebundenen Altersvorsorgeprodukten*

Zuchandke, A., Reddemann, S., Rauh, J. O. (2010), *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, 99(4), 419–434.

Modul 1

Entwicklung eines Modells zur Bevölkerungsprojektion – Modellrechnungen zur Bevölkerungsentwicklung bis 2060

David Bowles
Andy Zuchandke

Leibniz Universität Hannover, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät,
Diskussionspapier Nr. 499, 2012

Entwicklung eines Modells zur Bevölkerungsprojektion - Modellrechnungen zur Bevölkerungsentwicklung bis 2060

David Bowles* Andy Zuchandke†

Leibniz Universität Hannover
Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät
Diskussionspapier Nummer 499,
18. April 2012
Aktualisierte Version: 29. November 2012

Zusammenfassung

Bevölkerungsprojektionen – vor allem die Modellrechnungen des Statistischen Bundesamtes – werden für zahlreiche wissenschaftliche Fragestellungen berücksichtigt. Der Umfang der Analysen ist jedoch auf die zur Verfügung gestellten Daten beschränkt und lässt keine zusätzliche Variation zu. Darüber hinaus ist oftmals nicht genau bekannt, welche konkreten Annahmen und Methoden den Berechnungen zugrunde liegen. Dieser Beitrag beschreibt ein eigenständig entwickeltes Modell zur Bevölkerungsprojektion und vergleicht die Ergebnisse mit der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes. Der Vergleich zeigt ein hohes Maß an Übereinstimmung in den Ergebnissen zum zukünftigen Bevölkerungsumfang und der -struktur; beobachtbare Unterschiede sind auf im Detail abweichende Annahmen zurückzuführen. Das entwickelte Modell kann die Basis für weiterführende Projektionen sein (z. B. in den Bereichen Gesundheit, Pflege oder Rente); das höhere Maß an Flexibilität ermöglicht es darüber hinaus, den Einfluss von unterschiedlichen Komponenten der Bevölkerungsentwicklung auf das Ergebnis gezielt zu untersuchen.

Abstract

Population projections – especially those of the Federal Statistical Office in Germany – are often used for research questions that depend on the future size and structure of the population. Nevertheless, by using the population projections of the Federal Statistical Office the scope of analysis is limited to the provided dataset with little variation in underlying assumptions possible. Moreover, one does not have full information about the assumptions and methods used. This paper presents a self-developed population projection model and compares the results with the publicly available projections of the Federal Statistical Office. The results reflect a high level of similarity regarding the future size and structure of the German population; observed differences originate from varying assumptions. The developed projection model can be easily applied to different settings (e.g. healthcare, long-term care or pension) and features the opportunity to analyze the impact of different components of population change on results in a more flexible way.

JEL-Classification: J11, J13

Keywords: Bevölkerungsvorausberechnung, Kohorten-Komponenten-Methode, Demografischer Wandel

*Universität Bielefeld, Arbeitsgruppe Gesundheitsökonomie und Gesundheitsmanagement, Universitätsstraße 25, 33501 Bielefeld, E-mail: david.bowles1@uni-bielefeld.de

†Leibniz Universität Hannover, Institut für Versicherungsbetriebslehre, Königsworther Platz 1, 30167 Hannover, E-mail: az@ivbl.uni-hannover.de

1 Hintergrund

Seit vielen Jahrzehnten werden in Deutschland Projektionen über die Entwicklung der Bevölkerung durchgeführt. Das Statistische Bundesamt hat 2009 bereits die 12. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung veröffentlicht. Dabei wird innerhalb der Demografie eine Reihe von Begrifflichkeiten verwendet, um vergangenheits- und zukunftsbezogene Berechnungen von Bevölkerungen zu beschreiben. Im Allgemeinen wird hierfür der Begriff der Bevölkerungsprojektion oder Bevölkerungsvorausberechnung (engl. population projection) verwendet. Eine Bevölkerungsprojektion verdeutlicht, wie sich – unter der Voraussetzung von bestimmten Annahmen – Bevölkerungen in Umfang und Struktur verändern. Die Ergebnisse von Bevölkerungsprojektionen besitzen folglich den Charakter von „wenn-dann“-Aussagen. Vom Begriff der Bevölkerungsprojektion abzugrenzen ist der Begriff der Bevölkerungsprognose (engl. population forecast). Während Bevölkerungsprojektionen wertneutral sind, beinhalten Bevölkerungsprognosen immer ein Werturteil: Sie stellen in den Augen des Analysten die Bevölkerungsentwicklung dar, deren Eintritt am wahrscheinlichsten ist (die Bevölkerungsentwicklung mit der größten Genauigkeit). Dieser begrifflichen Unterscheidung folgend, sind alle Prognosen (engl. forecast) auch Projektionen (engl. projection), aber nicht alle Projektionen stellen Prognosen dar.

Berechnungen zur zukünftigen Entwicklung von Bevölkerungen dienen aus Sicht der Demografie primär der Veranschaulichung und weniger der exakten Vorhersage zukünftiger Bevölkerungsstände und -strukturen – der Begriff der Bevölkerungsprojektion entspricht dieser Intention eher als der Begriff der Bevölkerungsprognose.¹ Bezieht sich die Projektion auf einen mittelfristigen Zeitraum von 10-15 Jahren, so wird sie als Vorausschätzung bezeichnet, mit der relativ sichere Aussagen über die Bevölkerungsentwicklung getroffen werden können. Werden mehr als 15 Jahre abgedeckt, so wird in der Regel von einer Modellrechnung gesprochen. Mit zunehmender Länge des Beobachtungshorizonts nimmt dabei die Unsicherheit in Bezug auf die für die Bevölkerungsentwicklung relevanten Kernkomponenten (Geburten, Sterbefälle und Wanderungen) zu.² Da die Entwicklung dieser Determinanten jedoch mit einer gewissen Trägheit erfolgt, ist die Abbildung kurz- und mittelfristiger Entwicklungen vergleichsweise gut möglich.

Bevölkerungsprojektionen besitzen eine Reihe von wichtigen Funktionen. Die wohl grundlegendste Funktion besteht in der Veranschaulichung von zukünftigen Veränderungen im Umfang und der Struktur von Bevölkerungen (1). In diesem Zusammenhang bieten Bevölkerungsprojektionen (2) die Möglichkeit, die Determinanten der Bevölkerungsentwicklung (Geburten, Sterbefälle, Wanderungen) zu analysieren. Daneben können Szenarien aufgestellt werden, indem die getroffenen Annahmen variiert und kombiniert werden (3). Die Aufstellung von Szenarien im Rahmen von Bevölkerungsprojektionen ist wichtig, da die zukünftige Bevölkerungsentwicklung stets mit Unsicherheit behaftet ist und so ein Korridor geschaffen wird, in dem sich diese Entwicklung mit hoher Wahrscheinlichkeit abspielt. Bevölkerungsprojektionen erfüllen ihre wohl wichtigste Funktion, wenn sie aus einer rein demografischen Betrachtung herausgelöst werden. Veränderungen der Bevölkerung in Umfang und Struktur besitzen vielfältige soziale, ökonomische und politische Implikatio-

¹ Vgl. Smith et al. (2001) S. 3, Hinde (1998), S. 198ff.

² Vgl. Bretz (1986), S. 233f.

nen. Bevölkerungsprojektionen sind deshalb häufig der Ausgangspunkt für weiterführende Projektionen (beispielsweise in den Bereichen Gesundheit, Pflege, Rente oder Arbeit). Sie können demnach die Basis für eine rationale Entscheidungsfindung darstellen (4), indem sie die Effekte von sich verändernden Bevölkerungen auf angrenzende Bereiche veranschaulichen.³

Diese Funktion erfüllt auch das im Folgenden vorgestellte Modell zur Bevölkerungsprojektion. Mithilfe der erzielten Ergebnisse sollen im weiteren Forschungsverlauf verschiedene Fragestellungen sowohl aus dem Bereich der sozialen Sicherung als auch aus dem Bereich der privaten Versicherungsmärkte analysiert werden. Ein großer Vorteil von eigenen Projektionen gegenüber der Nutzung vorhandener Bevölkerungsvorausrechnungen – beispielsweise der Rückgriff auf die Vorausrechnungen des Statistischen Bundesamtes – liegt in dem größeren Ausmaß an Freiheitsgraden. Insbesondere bei der Betrachtung von Szenarien sind eigene Projektionen sinnvoll. Darüber hinaus ist genau bekannt, auf welchen Annahmen und Methoden die Ergebnisse beruhen und wie sich die Ergebnisse bei einer Variation der Annahmen im Detail verändern. Diese zusätzlichen Informationen sind für die Ergebnisinterpretation und -diskussion von großer Bedeutung.

Die weiterführenden Abschnitte des Arbeitspapiers sind folgendermaßen aufgebaut. In Abschnitt 2 werden zunächst mögliche Ansätze von Bevölkerungsprojektionen vorgestellt, um dann in Abschnitt 3 die im Rahmen der Projektion verwendete Kohorten-Komponenten-Methode zu beschreiben. Abschnitt 3 beinhaltet die verwendeten Annahmen und die Vorgehensweise zur Fortschreibung der demografischen Kernkomponenten. Die Ergebnisse zum zukünftigen Verlauf der einzelnen Komponenten sowie des Bevölkerungsaufbaus werden in Abschnitt 5 vorgestellt. Das Arbeitspapier schließt mit einer Diskussion und einem Fazit ab.

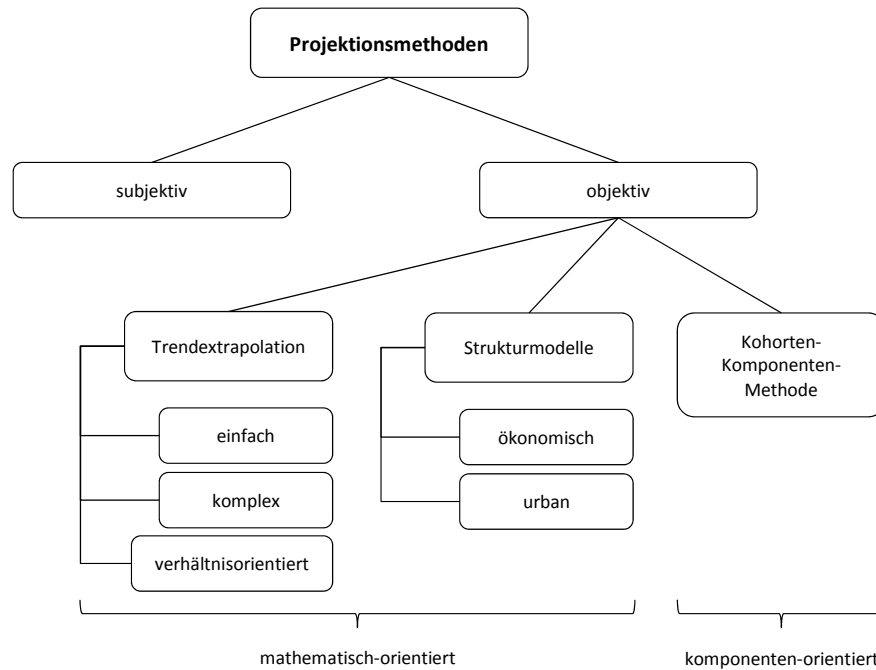
2 Ansätze der Bevölkerungsprojektion

Bevölkerungsprojektionen können auf Basis einer Reihe von methodischen Ansätzen durchgeführt werden. Abbildung 1 verdeutlicht eine Typologie von Projektionsansätzen. Die wohl wichtigste Unterscheidung betrifft die Differenzierung in subjektive und objektive Ansätze. Unter einem subjektiven Ansatz ist ein unspezifisches Vorgehen zu verstehen, das einen definierten und für jeden nachvollziehbaren Analyseprozess vermissen lässt. Objektive Ansätze hingegen zeichnen sich durch einen definierten Analyseprozess aus, der im Idealfall so präzise beschrieben ist, dass auch Dritte den methodischen Ansatz und die Ergebnisse replizieren können. Dabei ist es wichtig zu betonen, dass auch objektive methodische Ansätze zahlreiche subjektive Komponenten aufweisen können und zum Teil sogar benötigen. So setzen selbst stark quantitativ ausgerichtete Projektionsmethoden subjektive Entscheidungen in Bezug auf die verwendeten Annahmen, Datengrundlagen, Zeithorizonte sowie funktionalen Zusammenhänge voraus.⁴

³ Vgl. George et al. (2004), S. 561f., Smith et al. (2001), S. 7f.

⁴ Vgl. Smith et al. (2001), S. 4f.

Abbildung 1: Typologie von Ansätzen der Bevölkerungsprojektion (Quelle: nach Smith et al. 2001, S. 5)



Die objektiven Ansätze können in Trendextrapolationen, Strukturmodelle und die so genannte Kohorten-Komponenten-Methode unterschieden werden. In der Realität werden die verschiedenen Ansätze häufig nicht in Reinform angewendet, sondern miteinander kombiniert. So wird im Rahmen der Kohorten-Komponenten-Methode häufig auf Trendextrapolationen zurückgegriffen oder dieser Ansatz in Verbindung mit Strukturmodellen durchgeführt. Insbesondere Trendextrapolationen stellen vielfach Ansätze dar, die häufig nur geringe Anforderungen an die Datengrundlagen stellen und somit schnell und einfach durchführbar sind. Demgegenüber bezieht die Kohorten-Komponenten-Methode explizit die Determinanten der Bevölkerungsentwicklung (Geburten, Sterbefälle, Wanderungen) mit ein.⁵ Damit verbunden sind höhere Anforderungen an die Datengrundlagen und ein insgesamt höherer Aufwand in der Umsetzung. Die hier vorgestellte Bevölkerungsprojektion greift im Wesentlichen auf das Verfahren der Kohorten-Komponenten-Methode zurück und wird in Abschnitt 3 ausführlich beschrieben.

Trendextrapolationen des Bevölkerungsbestandes basieren auf einer Fortschreibung von historisch beobachtbaren Verläufen. Zu den einfachen Vorgehensweisen zählen beispielsweise lineare (geometrische, exponentielle) Trendextrapolationen; zu den komplexen Ansätzen gehören logistische und polynomiale Funktionen oder die so genannten ARIMA-Zeitreihenmodelle. Extrapolationsansätze, die auf einem Verhältnis- oder Anteilswert beruhen, können angewendet werden, wenn die zu projizierende Bevölkerung Teil einer größeren Bevölkerung ist, für die Projektionen existieren.^{6,7}

⁵ Vgl. Hinde (1998), S. 199.

⁶ Vgl. Smith et al. (2001), S. 5, George et al. (2004), S. 562.

⁷ Auf einem Verhältniswert beruhende Bevölkerungsprojektionen sind dann möglich, wenn die betrachtete Einheit als Teil einer größeren Einheit fungiert, für die eine entsprechende Projektion existiert. Ein Bei-

Strukturmodelle zeichnen sich dadurch aus, dass nicht nur die Determinanten der Bevölkerungsentwicklung (Geburten, Sterbefälle, Wanderungen) berücksichtigt werden, sondern auch solche Faktoren, die sich hierauf auswirken können. Hierzu zählen beispielsweise die ökonomischen Rahmenbedingungen, Umweltfaktoren, der Nutzungsgrad von Landflächen oder die Beschaffenheit und Auslastung der Verkehrsinfrastruktur. In der Praxis werden insbesondere ökonomische und urbane Strukturmodelle aufgestellt. Strukturmodelle basieren demnach auf beobachtbaren Verbindungen zwischen demografischen und anderen Faktoren. Der höhere Komplexitätsgrad führt dazu, dass die Anforderungen an die Datenbeschaffenheit und die methodische Kompetenz hoch sind.⁸

Zu betonen ist, dass es keine empirische Evidenz dafür gibt, dass die komplexen Ansätze zur Bevölkerungsprojektion den einfachen methodischen Ansätzen generell überlegen sind.⁹ Die Frage nach dem methodischen Zugang ist vielmehr abhängig von der Frage, welchen Zweck die Bevölkerungsprojektion erfüllen soll. Einfache methodische Ansätze erfordern in der Regel weniger Zeit, Daten und Expertise als komplexere Zugänge. Gleichzeitig bietet das Ergebnis häufig nur geringe Differenzierungsmöglichkeiten: Details zur Bevölkerungsstruktur (Alter und Geschlecht) und den Determinanten der Bevölkerungsentwicklung fehlen häufig. Dieser Umstand beeinträchtigt insbesondere die Nutzung der Ergebnisse in Bereichen, in denen die Informationen zum Bevölkerungsumfang und zur Bevölkerungsstruktur der Ausgangspunkt für weiterführende Projektionen sind (beispielsweise zum zukünftigen Arbeitskräfteangebot).¹⁰

3 Grundlagen der Kohorten-Komponenten-Methode

Eine direkte Projektion der Gesamtbevölkerung durch Trendextrapolationen besitzt einen entscheidenden Nachteil: In diesem Fall können Unterschiede in der Bevölkerungsstruktur oder Unterschiede in den Determinanten der Bevölkerungsentwicklung nicht berücksichtigt und analysiert werden. Dieses Vorgehen eignet sich demzufolge nicht, um die Auswirkungen von verschiedenen Annahmen zu simulieren.¹¹ Unter Zuhilfenahme der so genannten Kohorten-Komponenten-Methode ist es möglich, diese Defizite zu kompensieren.

3.1 Grundmodell der Kohorten-Komponenten-Methode

Die Kohorten-Komponenten-Methode ist der in der Demografie am weitesten verbreitete Ansatz zur Durchführung von Bevölkerungsprojektionen.¹² Wie bereits erwähnt, werden im Rahmen dieses Verfahrens sowohl (a) einzelne Geburtsjahrgänge (Kohorten) als auch (b)

spiel stellen Bevölkerungsprojektionen auf der Ebene eines ganzen Landes dar. Gilt das Interesse kleineren Einheiten – beispielsweise einzelnen Bundesländern –, so können ausgehend vom Anteil der Bundeslandbevölkerung an der Gesamtbevölkerung und unter Rückgriff auf die Bevölkerungsprojektion entsprechende Rückschlüsse auf die zukünftige Entwicklung des Bundeslandes gezogen werden. Es existieren dabei unterschiedliche Ansätze, die beispielsweise von konstanten oder sich verändernden Verhältnisswerten ausgehen (vgl. George et al. 2004, S. 571).

⁸ Vgl. George et al. (2004), S. 583ff.

⁹ Vgl. George et al. (2004), S. 593.

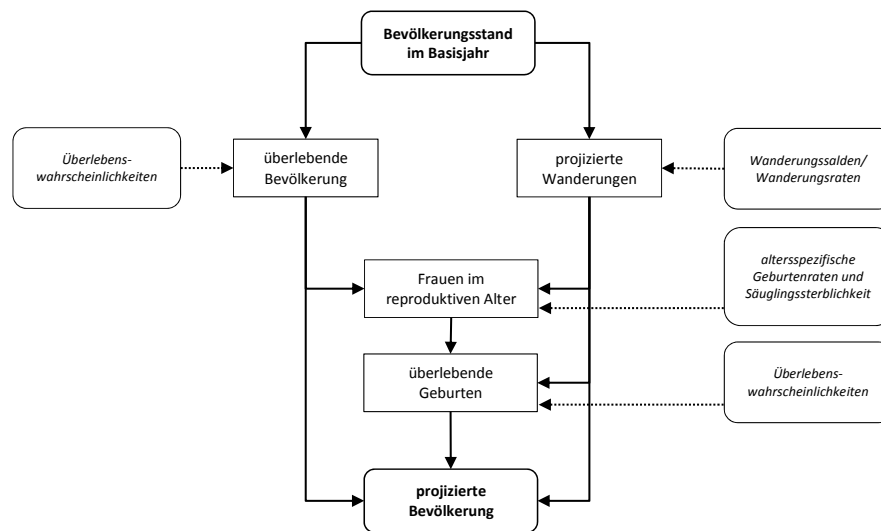
¹⁰ Vgl. George et al. (2004), S. 594, Weinstein und Pillai (2001), S. 319.

¹¹ Vgl. George et al. (2004), S. 571.

¹² Vgl. Rowland (2003), S. 439.

die Komponenten Geburten, Sterbefälle und Wanderungen berücksichtigt.¹³ Das grundlegende Vorgehen im Rahmen der Kohorten-Komponenten-Methode sieht vor, dass zunächst die nach Einzelaltersjahren und Geschlecht getrennten Geburtsjahrgänge einer Basisbevölkerung Jahr für Jahr anhand der jeweiligen Überlebenswahrscheinlichkeiten fortgeschrieben werden. Im Anschluss daran erfolgt eine Anpassung der jeweiligen Kohorte um zu- und abgewanderte Personen. Schlussendlich wird jedes neue Intervall – in diesem Fall: jedes neue Jahr – auf Basis der altersspezifischen Geburtenraten um jeweils einen weiteren Geburtsjahrgang ergänzt.¹⁴ Abbildung 2 verdeutlicht die Grundstruktur einer Bevölkerungsprojektion nach der Kohorten-Komponenten-Methode. Der analytische Wert von Bevölkerungsprojektionen nach der Kohorten-Komponenten-Methode wird als hoch eingeschätzt, da Veränderungen von einzelnen Kohorten im Zeitablauf detailliert nachverfolgt und der diesbezügliche Einfluss von Geburten, Sterbefällen sowie Wanderungen quantifiziert werden kann.¹⁵ Hierdurch ist es möglich, kohortenspezifische Unterschiede in der Mortalität, Fertilität und der Migration im Zeitverlauf zu berücksichtigen und zu analysieren.¹⁶ Die Kohorten-Komponenten-Methode bietet damit einen entscheidenden Vorteil gegenüber anderen Ansätzen: Die Ergebnisse ermöglichen eine detaillierte Betrachtung der Bevölkerungsstruktur und nicht nur des Bevölkerungsumfangs – damit kann ein Bereich zum Analysegegenstand gemacht werden, der für die meisten Verwendungszwecke deutlich wichtiger ist als die rein zahlenmäßige Entwicklung einer Bevölkerung.¹⁷

Abbildung 2: Grundstruktur der Kohorten-Komponenten-Methode (Quelle: nach Smith et al. 2001, S. 47)



¹³ Vgl. Smith et al. (2001), S. 44.

¹⁴ Vgl. Bretz (2000), S. 647, Preston et al. (2001), S. 120.

¹⁵ Vgl. Rowland (2003), S. 439.

¹⁶ Vgl. George et al. (2004), S. 571.

¹⁷ Vgl. Hinde (1998), S. 205.

3.2 Analytisches Modell der Kohorten-Komponenten-Methode

Als Ausgangspunkt der Berechnung fungiert eine nach Einzelaltersjahr und Geschlecht gegliederte Bevölkerung zum 31.12. des Basisjahres. Mit Hilfe der im Folgenden beschriebenen Formeln werden die einzelnen Geburtsjahrgänge bis zum Ende des Beobachtungszeitraums fortgeschrieben, d. h. um Sterbefälle und Fortzüge reduziert sowie Geburten und Zuzüge ergänzt. Im gegenwärtigen Modell fungiert das Jahr 2010 als Basisjahr, das Jahr 2011 stellt entsprechend das erste Jahr der Modellrechnung für den Bevölkerungsbestand dar; der Beobachtungszeitraum erstreckt sich bis zum Jahr 2060.

Die Berechnung der Bevölkerung mit dem Geschlecht g und dem Alter x (mit $x > 0$) zum 31.12. des Jahres t erfolgt anhand des in Gleichung 1 dargestellten Zusammenhangs.¹⁸ Dabei wird angenommen, dass sich die Zu- und Fortzüge gleichförmig über ein Kalenderjahr verteilen, d. h. sich im Durchschnitt jeweils ein halbes Jahr in Deutschland aufhalten. Dementsprechend werden die Überlebenswahrscheinlichkeiten nur zur Hälfte auf die jeweilige Bevölkerung angewendet.¹⁹

$$B_{x,t}^{(g)} = p_{x-1,t-1}^{(g)} \cdot B_{x-1,t-1}^{(g)} + \left(1 + \frac{p_{x-1,t-1}^{(g)}}{2}\right) \cdot W_{x,t}^{(g)} \quad (1)$$

mit

$B_{x,t}^{(g)}$	Anzahl Personen mit dem Geschlecht g und dem Alter x zum 31.12. des Jahres t
$B_{x-1,t-1}^{(g)}$	Anzahl Personen mit dem Geschlecht g und dem Alter $x - 1$ zum 31.12. des Vorjahres
$p_{x-1,t-1}^{(g)}$	Wahrscheinlichkeit, dass eine Person, die am 31.12.t-1 $x - 1$ -Jahre alt war, den 31.12.t erlebt
$W_{x,t}^{(g)}$	Außenwanderungssaldo nach Alter x und Geschlecht g in Jahr t

Für die Anwendung der Gleichung sind vorgelagerte Vorausberechnungen der drei Komponenten Mortalität, Fertilität und Migration notwendig. Besonderheiten bei der Berechnung der einzelnen Komponenten werden in den jeweiligen Kapiteln beschrieben. Für die Berechnung der einzelnen Komponenten kann sowohl eine deterministische als auch eine stochastische Vorgehensweise gewählt werden.²⁰ In beiden Fällen werden mit Hilfe vergangenheitsbezogener Daten Annahmen über die zukünftige Entwicklung der einzelnen Komponenten getroffen bzw. Trends ermittelt. Für die hier beschriebene Bevölkerungsprojektion wurde aufgrund des geringeren Komplexitätsgrades eine deterministische Modellierung gewählt.

4 Komponenten der Bevölkerungsprojektion

In den folgenden Abschnitten werden die einzelnen Komponenten detailliert beschrieben sowie die zugrundeliegenden Annahmen dargestellt. In Kapitel 2 wurde darauf hingewiesen, dass Bevölkerungsprojektionen in der Regel aus einer Kombination von mehreren methodischen Ansätzen bestehen. So wird die hier vorgestellte Bevölkerungsprojektion nach

¹⁸ Vgl. Statistisches Bundesamt (2011).

¹⁹ Vgl. Bretz (2000), S. 649.

²⁰ Eine ausführliche Beschreibung der beiden Methoden ist in Lipps und Betz (2003) sowie Lee (1998) zu finden.

der Kohorten-Komponenten-Methode im Bereich der Sterblichkeitsentwicklung mit einer Trendextrapolation kombiniert.

4.1 Komponente 1: Mortalität

Die Ermittlung der zukünftigen Sterbewahrscheinlichkeiten erfolgt auf Basis des deterministischen Ansatzes von Bomsdorf und Trimborn (1992). Dieser Ansatz wurde in der Vergangenheit häufig angewendet und bildet für Deutschland gute Ergebnisse ab.²¹ Grundlage dieser Methodik ist die Annahme, dass die einjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten einem über die Zeit exponentiellen Verlauf folgen (Gleichung 2).

$$q_{x,t}^{(g)} = e^{(\alpha_x^{(g)} + \beta_x^{(g)} \cdot t)} \quad (2)$$

mit

$q_{x,t}^{(g)}$	Einjährige Sterbewahrscheinlichkeit mit dem Geschlecht g und dem Alter x im Jahr t
$\alpha_x^{(g)}$	Koeffizient, der zum Zeitpunkt $t = 0$ der einjährigen Sterbewahrscheinlichkeit $q_{x,0}^{(g)}$ entspricht
$\beta_x^{(g)}$	Wachstumskoeffizient, d.h. Veränderung der logarithmierten Sterbewahrscheinlichkeit von t zu $t + 1$

Die Sterbewahrscheinlichkeit $q_{x,t}^{(g)}$ des Altersjahres x wird somit für jedes Altersjahr, getrennt nach Geschlecht und in Abhängigkeit vom Zeitpunkt t separat ermittelt. Logarithmieren der Gleichung 2 führt zu Gleichung 3.

$$\ln(q_{x,t}^{(g)}) = \alpha_x^{(g)} + \beta_x^{(g)} \cdot t \quad (3)$$

mit

$q_{x,t}^{(g)}$	Einjährige Sterbewahrscheinlichkeit mit dem Geschlecht g und dem Alter x im Jahr t
$\alpha_x^{(g)}$	Koeffizient, der zum Zeitpunkt $t = 0$ der einjährigen Sterbewahrscheinlichkeit $q_{x,0}^{(g)}$ entspricht
$\beta_x^{(g)}$	Wachstumskoeffizient, d.h. Veränderung der logarithmierten Sterbewahrscheinlichkeit von t zu $t + 1$

Die logarithmierte Sterbewahrscheinlichkeit $\ln(q_{x,t}^{(g)})$ ist demzufolge eine lineare Funktion in Abhängigkeit vom Zeitpunkt t , wobei die Koeffizienten $\alpha_x^{(g)}$ und $\beta_x^{(g)}$ sowohl vom Altersjahr x als auch vom Geschlecht g abhängig sind. Unter der Annahme des exponentiellen Verlaufs können die Koeffizienten $\alpha_x^{(g)}$ und $\beta_x^{(g)}$ mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate nach Altersjahren und Geschlecht getrennt geschätzt werden. Der Koeffizient $\beta_x^{(g)}$ beschreibt dabei approximativ die prozentuale Veränderung der Sterbewahrscheinlichkeit bei einer einperiodigen Veränderung von t und kann somit als eine Art Wachstumsrate interpretiert werden.²² Demgegenüber stellt der Koeffizient $\alpha_x^{(g)}$ lediglich einen Niveauparameter dar.

Zur Schätzung der Koeffizienten werden die vom Statistischen Bundesamt verfügbaren allgemeinen und verkürzten Sterbetafeln für das frühere Bundesgebiet verwendet. Allgemeine Sterbetafeln werden im Anschluss an eine Volkszählung erstellt und bilden die Sterblichkeitsverhältnisse bis zu einem Alter von 100 Jahren ab. Über den Berichtszeitraum von 1871/1881 bis 1986/1988 stehen insgesamt 11 allgemeine Sterbetafeln zur Verfügung. Abgekürzte Sterbetafeln basieren auf der Fortschreibung der durch die Volkszählung erhobenen

²¹ Vgl. Babel (2007).

²² Ein solcher Koeffizient wird häufig als Semi-Elastizität bezeichnet (vgl. Auer 2005, S. 286)

Bevölkerungszahlen und werden seit 1957 jährlich für einen Dreijahreszeitraum ermittelt. Zwischen 1957 und 2000 wurden die abgekürzten Sterbetafeln bis zu einem Alter von 90 Jahren erstellt. Dieses Vorgehen war in der unzureichenden Datenqualität der Altersjahre 90+ begründet.²³ Seit 2001 (d. h. der Sterbetafel 2000/2002) erfolgt die Ermittlung der Sterbewahrscheinlichkeiten bis zu einem Alter von 100 Jahren. Eine ausführliche Beschreibung der allgemeinen und verkürzten Sterbetafeln sowie methodische Erläuterungen zur Berechnung stellt das Statistische Bundesamt zur Verfügung.²⁴ Die Berücksichtigung der Sterbetafeln beschränkt sich auf das frühere Bundesgebiet, um mögliche Strukturbrüche in den verwendeten Daten zu vermeiden. Diese Vorgehensweise ist gerechtfertigt, da sich die Sterbewahrscheinlichkeiten in Ostdeutschland seit der Wiedervereinigung immer weiter dem westdeutschen Niveau angleichen.²⁵ Es ist folglich davon auszugehen, dass die Unterschiede zukünftig immer mehr an Relevanz verlieren. Für die Schätzung der Koeffizienten werden insgesamt 3 verschiedene Varianten betrachtet, die in der nachfolgenden Tabelle 1 aufgeführt sind.

Tabelle 1: Varianten zur Ermittlung der Wachstumsraten β_x

	Variante M1	Variante M2	Variante M3
allgemeine Sterbetafeln	alle Sterbetafeln	alle Sterbetafeln nach 1945	Sterbetafel von 1987
verkürzte Sterbetafeln	alle Sterbetafeln	alle Sterbetafeln	alle Sterbetafeln ab 1988
Implikationen	Berücksichtigung der langfristigen Sterblichkeitsentwicklung	stärkere Berücksichtigung der jüngeren Sterblichkeitsentwicklung	Berücksichtigung ausschließlich der jüngeren Sterblichkeitsentwicklung

Die Variante M1 berücksichtigt alle zur Verfügung stehenden Sterbetafeln und nutzt zur Schätzung der Koeffizienten alle Informationen der Sterblichkeitsentwicklung der letzten knapp 135 Jahre. Die Varianten M2 und M3 stellen demzufolge eine stärkere Berücksichtigung der jüngeren Sterblichkeitsentwicklung dar. Die ermittelten Koeffizienten weisen einen hohen Erklärungsgehalt für die Entwicklung der zurückliegenden Sterbewahrscheinlichkeiten auf. Bis auf wenige Ausnahmen liegt das Bestimmtheitsmaß bei über 95%. Insbesondere in höheren Altersjahren ist das Bestimmtheitsmaß etwas geringer, was unter anderem mit der steigenden Ungenauigkeit der vorhandenen Daten in diesem Bereich erklärt werden kann.²⁶

In einem zweiten Schritt werden die geschätzten Wachstumsraten verwendet, um die Sterbewahrscheinlichkeiten der Altersjahre 0-100 bis 2060 fortzuschreiben. Zur Vermeidung von Sprungstellen zwischen der letzten verfügbaren Sterbetafel 2009/2011 und dem ersten Jahr der Fortschreibung (2011), werden für jedes Altersjahr anstelle der geschätzten Niveauparameter $\alpha_x^{(g)}$ die jeweiligen Sterbewahrscheinlichkeiten der Sterbetafel 2009/2011 als

²³ Vgl. Statistisches Bundesamt (2011), S. 3.

²⁴ Vgl. Statistisches Bundesamt (2009a).

²⁵ Vgl. Riphahn und Zimmermann (2000).

²⁶ Vgl. Statistisches Bundesamt (2011), S. 3.

Startwert für die Fortschreibung verwendet. Demnach wird Gleichung 4 folgendermaßen umgeschrieben:

$$q_{x,t}^{(g)} = q_{x,2010}^{(g)} \cdot e^{\beta_x^{(g)} \cdot (t-2010)} \quad (4)$$

mit

$q_{x,t}^{(g)}$ Einjährige Sterbewahrscheinlichkeit mit dem Geschlecht g und dem Alter x im Jahr t [2011, 2060]

Die Fortschreibung führt somit zur Generierung von jährlichen Sterbetafeln, die für die Projektion des Bevölkerungsbestandes verwendet werden können. Zur Ermittlung der Lebenserwartung auf Basis von Periodensterbetafeln, die sich gut als aggregierte Vergleichsgröße für die zeitpunktbezogenen Sterblichkeitsverhältnisse eignet, musste eine nahezu vollständige Absterbeordnung berücksichtigt werden. Aus diesem Grund wurde in einem ersten Schritt die Sterbetafel 2009/2011 bis zum Altersjahr 120 erweitert. Zur Schätzung der Sterbewahrscheinlichkeiten $q_x^{(g)}$ in Abhängigkeit des Alters x wurde dabei der folgende funktionale Zusammenhang berücksichtigt:²⁷

$$q_x^{(g)} = 1 - e^{\gamma_0 + \gamma_1 \cdot x + \gamma_2 \cdot x^2} \quad (5)$$

bzw.

$$\ln(1 - q_x^{(g)}) = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot x + \gamma_2 \cdot x^2 \quad (6)$$

mit

$q_x^{(g)}$ Einjährige Sterbewahrscheinlichkeit mit Geschlecht g und Alter x der Sterbetafel 2009/2011
 γ_i Jeweils zu schätzende Parameter mit $i = 0, 1, 2$

Als Datengrundlage für die Regression wurden die Sterbewahrscheinlichkeiten der Altersjahre von 78-100 (75-100) für Männer (Frauen) der Sterbetafel 2009/2011 verwendet. Mit diesem Altersbereich konnte ein Bestimmtheitsmaß von 0,999 für Männer und 0,995 für Frauen erreicht werden. In einem zweiten Schritt wurden die für die Sterbetafel 2009/2011 ermittelten Sterbewahrscheinlichkeiten zwischen 101 und 120 Jahren ebenfalls bis 2060 fortgeschrieben. Dafür wurden die Wachstumsraten zwischen dem Altersbereich 101 und 120 (β_{101} bis β_{120}) auf Basis der ermittelten Wachstumsraten der 100-jährigen (β_{100}) linear interpoliert. Dabei wurde angenommen, dass die Sterbewahrscheinlichkeit der 120-jährigen über die Zeit konstant bleibt (d. h. $\beta_{120} = 0$).²⁸ Die für die Bevölkerungsprojektion relevanten Sterbewahrscheinlichkeiten $q_{x,t}^{(g)}$ der Altersjahre 0-100 werden zusätzlich in kalenderjahrbezogene Überlebenswahrscheinlichkeiten $p_{x,t}^{(g)}$ umgewandelt. Hintergrund ist, dass sich die aus den Sterbetafeln abgeleiteten Sterbewahrscheinlichkeiten $q_{x,t}^{(g)}$ auf das Alter beziehen, welches Personen durchschnittlich zur Jahresmitte erreichen. Damit Aussagen für ein Kalenderjahr getroffen werden können, werden aus den Sterbewahrscheinlichkeiten $q_{x,t}^{(g)}$ kalenderjahrbezogene Überlebenswahrscheinlichkeiten $p_{x,t}^{(g)}$ als bedingte Wahrscheinlichkeiten berechnet (31.12. des Jahres $t+1$ wird erlebt | 31.12. des Jahres t wird erlebt). Bei der Berechnung der Überlebenswahrscheinlichkeiten wird angenommen, dass sich die Sterbe-

²⁷ Das Statistische Bundesamt hat dieses Modell als geeignet eingestuft (vgl. Statistisches Bundesamt 2009a, S. 7-8).

²⁸ Babel (2007) hat eine lineare Interpolation mit ähnlichen Annahmen durchgeführt.

fälle gleichmäßig über das jeweilige Jahr verteilen. Der funktionale Zusammenhang ist in Gleichung 7 festgehalten.

$$p_{x,t}^{(g)} = \left(1 - q_{x,t}^{(g)}\right) \cdot \frac{1 - \frac{q_{x+1,t+1}^{(g)}}{2}}{1 - \frac{q_{x,t}^{(g)}}{2}} \quad (7)$$

mit

$p_{x,t}^{(g)}$	Einjährige Überlebenswahrscheinlichkeit mit Geschlecht g und Alter x am 31.12. des Jahres t
$q_{x,t}^{(g)}$	Einjährige Sterbewahrscheinlichkeit mit Geschlecht g und Alter x im Jahr t

Eine Besonderheit bei der Berechnung der Überlebenswahrscheinlichkeiten ergibt sich bei den Neugeborenen. Die Sterblichkeit der Neugeborenen ist nicht gleichmäßig über das erste Lebensjahr verteilt, weshalb die zuvor erwähnte Annahme einer gleichmäßigen Verteilung hier keine Berücksichtigung findet. Aus diesem Grund wird der Anteil der im ersten halben Lebensjahr versterbenden Neugeborenen an allen im ersten Lebensjahr gestorbenen Neugeborenen geschätzt. Das Statistische Bundesamt legt in seinen Vorausberechnungen hierfür einen Näherungswert von $\alpha = 0,90$ für Jungen und $\alpha = 0,89$ für Mädchen zugrunde.²⁹ Daraus ergibt sich für die Berechnung der Überlebenswahrscheinlichkeiten von Neugeborenen im Jahr t zum 31.12. des jeweiligen Jahres der nachfolgende Zusammenhang (Gleichung 8). Dabei wird die Annahme berücksichtigt, dass alle Geburten zur Jahresmitte stattfinden.

$$s_{0,t}^{(g)} = 1 - \alpha^{(g)} \cdot q_{0,t}^{(g)} \quad (8)$$

mit

$s_{0,t}^{(g)}$	Einjährige Überlebenswahrscheinlichkeit mit Geschlecht g und Alter 0 am 31.12. des Jahres t
$q_{0,t}^{(g)}$	Einjährige Sterbewahrscheinlichkeit mit Geschlecht g und Alter 0 im Jahr t
$\alpha^{(g)}$	Anteil der Neugeborenen an allen Neugeborenen, die innerhalb des ersten halben Lebensjahres versterben

Diese Berücksichtigung beeinflusst ebenfalls die Wahrscheinlichkeit, dass ein Neugeborenes das Ende des Jahres $t + 1$ erreicht. Dementsprechend verändert sich die für die Berechnung der Überlebenswahrscheinlichkeiten verwendete Gleichung 7 folgendermaßen:

$$p_{x,t}^{(g)} = \left(1 - q_{x,t}^{(g)}\right) \cdot \frac{1 - \frac{q_{x+1,t+1}^{(g)}}{2}}{s_{0,t}^{(g)}} \quad (9)$$

mit

$p_{x,t}^{(g)}$	Einjährige Überlebenswahrscheinlichkeit mit Geschlecht g und Alter x am 31.12. des Jahres t
$q_{x,t}^{(g)}$	Einjährige Sterbewahrscheinlichkeit mit Geschlecht g und Alter x im Jahr t
$s_{0,t}^{(g)}$	Einjährige Überlebenswahrscheinlichkeit mit Geschlecht g und Alter 0 am 31.12. des Jahres t

4.2 Komponente 2: Fertilität

Die Berechnung der Geburten in einem Kalenderjahr basiert auf der Anwendung von altersspezifischen Geburtenraten auf die weibliche Bevölkerung im reproduktiven Alter (15-49

²⁹ Vgl. Statistisches Bundesamt (2011), S. 4.

Jahre). In der Basisannahme (Variante F1) bleibt die allgemeine Geburtenziffer auf einem konstanten Niveau von 1,4 Kindern je Frau; als Ausgangspunkt fungiert hier die allgemeine Geburtenrate des Basisjahres 2010. Analog dazu werden auch die altersspezifischen Geburtenziffern in der Basisannahme auf einem gleichbleibenden Niveau gehalten. Als Grundlage fungieren nach Einzelaltersjahr aufgliederte Daten des Statistischen Bundesamtes, die auf Anfrage bereitgestellt wurden. Zusätzlich zur Basisannahme werden für die Fertilität zwei zusätzliche Varianten berücksichtigt. In Variante F2 wird ein Rückgang der Fertilitätsrate von aktuell 1,4 auf 1,2 Kinder je Frau im Jahre 2060 betrachtet, wohingegen Variante F3 einen Anstieg von aktuell 1,4 auf 1,6 Kinder je Frau im Jahre 2060 annimmt. In beiden Fällen erfolgt die Anpassung der Fertilitätsrate linear über die gesamte Zeit.

Die altersspezifischen Geburtenraten werden gleichermaßen auf die bereits in Deutschland lebenden Frauen und die in einem bestimmten Jahr zugewanderten Frauen im Alter von 15-49 Jahre angewendet. Es besteht damit die vereinfachte Annahme, dass die zugewanderten Frauen den Geburtsverhältnissen der deutschen Bevölkerung unterworfen werden. In der Realität ist zu beobachten, dass sich das Geburtenverhalten von deutschen und ausländischen Frauen zunehmend annähert.³⁰ Da diese Annäherung nicht kurzfristig erfolgt, wird durch die vereinfachte Annahme eines identischen Geburtenverhaltens von deutschen, ausländischen und deutschen Frauen mit Migrationshintergrund eine gewisse Ungenauigkeit in Kauf genommen. Für die Bestimmung des Geschlechtsverhältnisses werden Daten zum Geschlecht der lebenden Neugeborenen seit der Wiedervereinigung verwendet (Zeitraum 1991-2010). Daraus ergibt sich ein Verhältnis von 51,3% Jungen und 48,7% Mädchen.

Die Berechnung der Lebendgeborenen im Jahr t erfolgt durch Gleichung 10; zu berücksichtigen ist, dass sich die zugewanderten und fortgezogenen Frauen im Durchschnitt ein halbes Jahr im betrachteten Gebiet aufhalten. Aus diesem Grund werden die entsprechenden altersspezifischen Geburtenraten jeweils nur zur Hälfte in die Berechnung der Geburten eingebracht.³¹

$$G_t = \sum_x f_{x,t} \cdot \left(B_{x,t}^{(w)} - \left(1 + p_{x-1,t-1}^{(w)} \right) \cdot \frac{W_{x,t}^{(w)}}{4} \right) \quad (10)$$

mit

G_t	Zahl der im Jahr t Lebendgeborenen
$f_{x,t}$	Mittlere Zahl lebend geborener Kinder je Frau im Jahr t , die am 31.12. t x -Jahre alt ist
$B_{x,t}^{(w)}$	Weibliche Bevölkerung im Alter x am 31.12. des Jahres t
$p_{x,t}^{(w)}$	Wahrscheinlichkeit, mit der eine Person, die am 31.12. t x -Jahre alt war, den 31.12. $t+1$ erlebt
$W_{x,t}^{(w)}$	Außenwanderungssaldo der weiblichen Bevölkerung im Alter x und Jahr t $\left(Z_{x,t}^{(w)} - F_{x,t}^{(w)} \right)$
$Z_{x,t}^{(w)}$	Zuzüge der weiblichen Bevölkerung im Alter x und Jahr t
$F_{x,t}^{(w)}$	Fortzüge der weiblichen Bevölkerung im Alter x und Jahr t

In der Gleichung ist erkennbar, dass die Neugeborenen der zugewanderten Frauen im Alter von 15-49 Jahre bereits enthalten sind. Zur Berechnung der Anzahl der Neugeborenen am Ende des Jahres t müssen zusätzlich die zugewanderten Neugeborenen (d. h. die zugewanderten Mädchen und Jungen im Alter $x = 0$) sowie die Säuglingssterblichkeit im ersten Lebensjahr berücksichtigt werden. Hieraus ergibt sich unter Berücksichtigung

³⁰ Vgl. Statistisches Bundesamt (2009b), S. 24.

³¹ Vgl. Bretz (2000), S. 652f.

des zuvor ermittelten Verhältnisses von männlichen und weiblichen Lebendgeborenen die Anzahl der Neugeborenen am Ende des Jahres t aus Gleichung 11.

$$B_{0,t}^{(g)} = s_t^{(g)} \cdot \sum_x G_t^{(g)} + \left((1 + s_t^{(g)}) \cdot \frac{W_{0,t}^{(g)}}{2} \right) \quad (11)$$

mit

$B_{0,t}^{(g)}$	Anzahl der Neugeborenen mit dem Geschlecht g am 31.12. des Jahres t
$s_t^{(g)}$	Einjährige Überlebenswahrscheinlichkeit mit Geschlecht g und Alter 0 am 31.12. des Jahres t
$G_t^{(g)}$	Zahl der im Jahr t Lebendgeborenen mit dem Geschlecht g
$W_{0,t}^{(g)}$	Außenwanderungssaldo mit Geschlecht g und Alter 0 im Jahr t ($Z_{0,t}^{(g)} - F_{0,t}^{(g)}$)
$Z_{0,t}^{(g)}$	Zuzüge mit Geschlecht g und Alter 0 im Jahr t
$F_{0,t}^{(g)}$	Fortzüge mit Geschlecht g und Alter 0 im Jahr t

Innerhalb des Modells wird eine kohortenspezifische Betrachtung der Fertilität nicht berücksichtigt. Eine kohortenspezifische Betrachtung der Fertilität bezieht sich auf die Frauen eines Geburtsjahrgangs und das Alter, welches diese bei der Geburt ihrer Kinder haben. Die Entwicklung zeigt, dass es zu einer zeitlichen Verschiebung der relativen Häufigkeit der Geburten in Richtung höherer Altersgruppen kommt, d. h. Frauen bei der Geburt ihrer Kinder im Mittel älter sind als die Frauen in der Vergangenheit (siehe Abbildung 6 in Kapitel 5.2).³² Diese Verschiebung wirkt sich auf die Zahl der Neugeborenen aus, da die Altersjahrgänge der Frauen unterschiedlich stark besetzt sind. Diese Verschiebung kann beispielsweise mit Hilfe eines Gompertz-Ansatzes modelliert werden.³³ Entscheidend für den Einfluss auf die Entwicklung des Bevölkerungsbestandes ist jedoch nicht die direkte Verschiebung der relativen Häufigkeiten, sondern die daraus resultierende Veränderung der Gesamtfertilität bzw. der Fertilitätsrate.³⁴ Aufgrund der geringen Auswirkungen wird auf die Modellierung einer solchen Verschiebung verzichtet. Die generellen Effekte werden jedoch durch eine Variation der Fertilitätsrate berücksichtigt, ähnlich der Vorgehensweise des Statistischen Bundesamtes.³⁵ Das Statistische Bundesamt führt in seinen Modellrechnungen zusätzlich eine Verschiebung der relativen Geburtenziffern bis zum Jahr 2020 durch und nimmt diese für die Folgejahre 2021-2060 als konstant an (siehe Abbildung 6 in Kapitel 5.2).³⁶

4.3 Komponente 3: Migration

Im Vergleich zur Entwicklung der Mortalität und Fertilität lassen sich im Bereich der Migration nur sehr schwer Trends ableiten. Ursächlich hierfür ist die Vielzahl an Faktoren, die auf etwaige Wanderungsbewegungen Einfluss nehmen. Hierzu gehört neben dem Migrationspotenzial der Herkunftsländer – beeinflusst durch sozioökonomische und politische Rahmenbedingungen – ebenso die Migrationspolitik der Zielländer.³⁷ Ausschlaggebend für die

³² Vgl. Bomsdorf und Babel (2004), S. 1053.

³³ Vgl. Babel (2007), S. 49.

³⁴ Eigene Berechnungen haben gezeigt, dass eine Verschiebung der relativen Häufigkeit unter der Annahme einer konstanten Fertilitätsrate von 1,4 den Gesamtbevölkerungsbestand in 2060 lediglich um 0,8% verändert. Im Vergleich dazu führt eine Erhöhung der Fertilität von 1,4 auf 1,5 zu einer Veränderung des Gesamtbevölkerungsbestandes in 2060 um 6,6%.

³⁵ Vgl. Statistisches Bundesamt (2009b), S. 27.

³⁶ Vgl. Statistisches Bundesamt (2009b), S. 28.

³⁷ Vgl. Statistisches Bundesamt (2009b), S. 31.

Bevölkerungsprojektion sind längerfristige Trends im Außenwanderungssaldo. Als Grundlage fungieren nach Einzelaltersjahr und Geschlecht aufgegliederte Daten des Statistischen Bundesamtes zur Außenwanderung seit der Wiedervereinigung.

Außenwanderungen werden im Modell einem einfachen deterministischen Ansatz folgend berücksichtigt. Die Basis hierfür bilden zum einen Außenwanderungssalden, d. h. die Differenz aus Zu- und Fortzügen in einem Kalenderjahr (Nettomigration). Zum anderen werden Informationen zur aggregierten Höhe der Fortzüge berücksichtigt. Da die Höhe der Fortzüge ins Ausland über die Zeit relativ stabil ist, wird dieser Wert auch als Sockelwanderung bezeichnet.³⁸ Die Höhe der Zuwanderungen ergibt sich dann als Addition aus Sockelwanderung und Außenwanderungssaldo. Mit dieser Unterscheidung wird berücksichtigt, dass sich die Altersstruktur der Zu- und Fortzüge unterscheidet und auch dann ein Effekt auf die Bevölkerungsstruktur vorhanden ist, wenn der Wanderungssaldo Null beträgt. Der Rückgriff auf in absolute Zahlen ausgedrückte Außenwanderungssalden erfolgt im Rahmen von Bevölkerungsvorausrechnungen routinemäßig – ursächlich hierfür ist die bereits angesprochene große Unsicherheit, die sich aus den häufig stark schwankenden Wanderungsbewegungen im Zeitverlauf ergibt.³⁹

Aufbauend auf den Außenwanderungen der Jahre 2000-2010 erfolgt zunächst die Bestimmung der mittleren Zu- und Fortzüge nach Einzelaltersjahr und Geschlecht. Im Mittel ergibt sich für die Jahre 2000-2010 eine Zuwanderung (Abwanderung) von 760.317 (661.305) Personen pro Jahr; für Männer beträgt die durchschnittliche Zuwanderung (Abwanderung) 444.303 (409.650) Personen, für Frauen 316.014 (251.655) Personen. Dieses geschlechtsspezifische Verhältnis der Zu- und Fortzüge wird für den weiteren Verlauf der Modellrechnungen konstant gehalten. Für den durchschnittlichen Außenwanderungssaldo ergibt sich aus den Jahren 2000-2010 ein Wert von 99.012 Personen pro Jahr, wobei der Saldo der Männer (Frauen) 34.652 (64.359) Personen beträgt. Damit entfallen in den Jahren 2000-2010 rund 35% des Außenwanderungssaldos auf Männer und 65% auf Frauen.

Für jedes einzelne Altersjahr werden anschließend geschlechtsspezifisch die relativen Anteile an der Gesamthöhe der Zu- und Fortzüge berechnet und im Zeitverlauf konstant gehalten. Ein im Mittel der Jahre 2000-2010 positiver Wert drückt sich entsprechend in einem positiven prozentualen Anteil aus, ein negativer Wert entsprechend in einem negativen prozentualen Anteil. Die so ermittelte Alters- und Geschlechtsstruktur der Zu- und Fortzüge wird in einem abschließenden Schritt auf die zugrunde gelegte Sockelwanderung und die Höhe der Zuwanderung – die sich aus der Sockelwanderung plus Außenwanderungssaldo ergibt – angewendet.

Für alle betrachteten Varianten wird eine Sockelwanderung von 600.000 Personen pro Jahr angenommen, die Annahmen zum Außenwanderungssaldo werden hingegen variiert. In der Basisannahme (W1) beträgt die Höhe des Außenwanderungssaldos 100.000 Personen ab dem Jahr 2011 – ein Niveau, das dem bereits erwähnten durchschnittlichen Außenwanderungssaldo der Jahre 2000-2010 sehr nahe kommt. Dieses Vorgehen erfolgt abweichend von den Annahmen des Statistischen Bundesamtes, das in der Basisannahme von einem schrittweisen Anstieg des Außenwanderungssaldos von 40.000 Personen im Jahr 2011 auf

³⁸ Vgl. Statistisches Bundesamt (2009b), S. 35 und 48.

³⁹ Vgl. Rowland (2003), S. 445.

konstant 100.000 Personen ab dem Jahr 2014 ausgeht.⁴⁰ Da die amtliche Statistik für das Jahr 2010 ein gegenüber den vorangegangenen Jahren wieder deutlich höheren Außenwanderungssaldo von rund 127.000 Personen ausweist, erscheint die getroffene Annahme angebracht. Darüber hinaus wird in zwei zusätzlichen Varianten ein Anstieg des Außenwanderungssaldos auf bis zu 200.000 Personen angenommen. Ausgehend vom Außenwanderungssaldo der Basisannahme (W1, 100.000 Personen im Jahr 2011) wird ein konstanter Anstieg des Außenwanderungssaldos auf 150.000 (Variante W2) sowie auf 200.000 (Variante W3) Personen im Jahr 2020 simuliert.

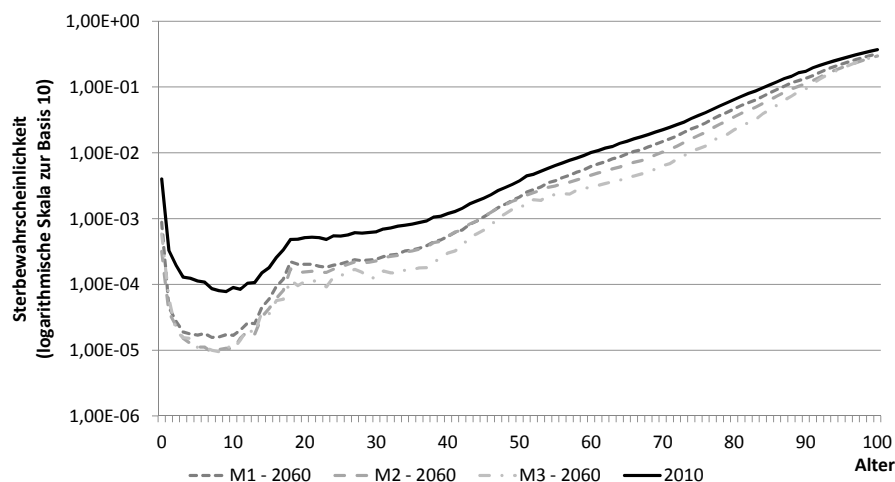
5 Ergebnisse der Bevölkerungsprojektion

In den folgenden Abschnitten sollen die Ergebnisse der Projektionen – sowohl der einzelnen Komponenten als auch der Bevölkerung insgesamt – präsentiert werden. Darüber hinaus erfolgt ein Vergleich mit den Ergebnissen der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes. Als Vergleichsbasis dient dabei die Variante 1-W1 (mittlere Bevölkerung, Untergrenze) sowie die Variante 2-W1, die sich durch einen stärkeren Anstieg der Lebenserwartung auszeichnet. Beiden Varianten liegt darüber hinaus eine konstante Fertilitätsrate von 1,4 Kindern je Frau sowie ein Außenwanderungssaldo von 100.000 Personen ab dem Jahr 2014 zugrunde.⁴¹

5.1 Ergebnisse zum Verlauf der Mortalität

Die Abbildungen 3 und 4 zeigen die projizierten Sterblichkeitsverhältnisse im Jahr 2060 für alle drei Varianten gegenüber dem Referenzjahr 2010.

Abbildung 3: Verlauf der männlichen Sterbewahrscheinlichkeit in Abhängigkeit des Alters, 2010 und 2060 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen sowie Statistisches Bundesamt 2012b)

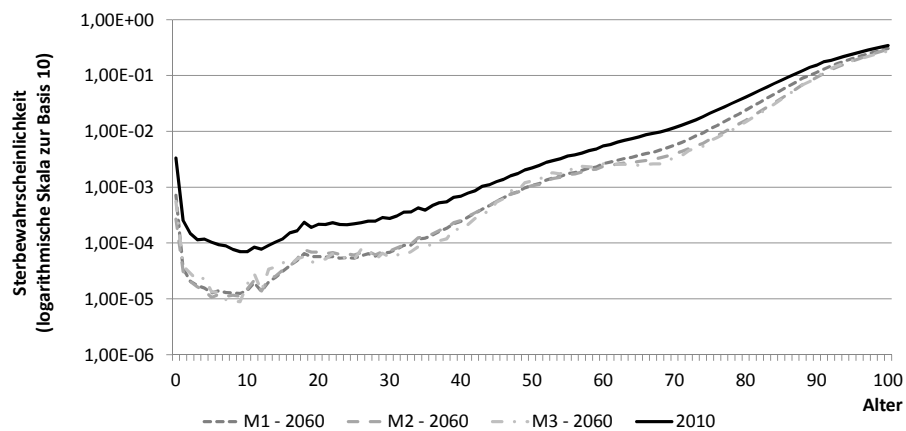


⁴⁰ Vgl. Statistisches Bundesamt (2009b), S. 34.

⁴¹ Vgl. Statistisches Bundesamt (2009c).

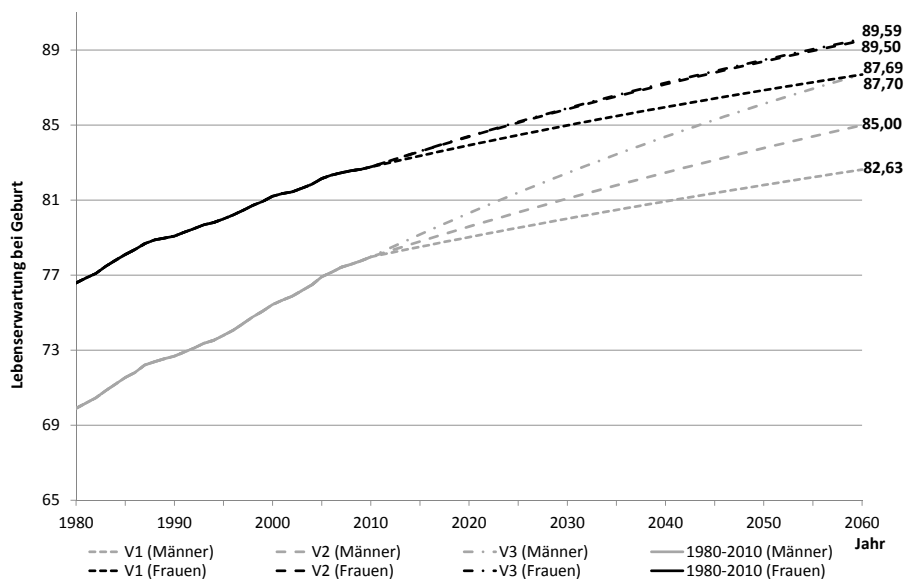
Es ist erkennbar, dass die in Kapitel 3.1 beschriebene Annahme und Methodik zu einer deutlichen Reduzierung der Sterbewahrscheinlichkeiten über den gesamten Altersbereich 0-100 Jahre führt. Dabei ist die Veränderung der Sterbewahrscheinlichkeiten im niedrigeren Altersbereich stärker ausgeprägt als im höheren Altersbereich. Weiterhin zeigen die Abbildungen 3 und 4, dass sich im Altersbereich 90+ sowohl die Sterbewahrscheinlichkeiten der einzelnen Varianten in 2060 als auch im Vergleich zu den Sterbewahrscheinlichkeiten in 2010 angleichen.

Abbildung 4: Verlauf der weiblichen Sterbewahrscheinlichkeit in Abhängigkeit des Alters, 2010 und 2060 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen sowie Statistisches Bundesamt 2012b)



Die Veränderung der Sterblichkeitsverhältnisse über die Zeit wird in Abbildung 5 deutlich. Diese zeigt die Entwicklung der Lebenserwartung bei Geburt auf Grundlage der im jeweiligen Jahr ermittelten Sterbewahrscheinlichkeiten.

Abbildung 5: Entwicklung der männlichen und weiblichen Lebenserwartung über die Zeit (eigene Darstellung, eigene Berechnungen sowie Statistisches Bundesamt 2012b und 2012c)



Insgesamt ist erkennbar, dass der von 1980-2010 vorherrschende ansteigende Trend der Lebenserwartung auch über den Prognosezeitraum 2011-2060 tendenziell fortgeführt wird, wenn auch in unterschiedlich starkem Ausmaß. Die Lebenserwartung der Männer steigt dabei von 77,97 Jahre in 2010 auf 82,63 Jahre (Variante M1) bzw. 87,70 Jahre (Variante M3) in 2060. Die Lebenserwartung der Frauen steigt hingegen von 82,77 Jahre in 2010 auf 87,69 Jahre (Variante M1) bzw. 89,59 Jahre (Variante M3) in 2060. Bei den Frauen ist zusätzlich erkennbar, dass der Verlauf der Lebenserwartung in Variante M2 und M3 nahezu identisch ist, obwohl sich die altersbezogenen Sterbewahrscheinlichkeiten der beiden Varianten durchaus unterscheiden, wie in Abbildung 4 zu erkennen ist. In aggregierter Form scheinen sich die Unterschiede in den altersbezogenen Sterbewahrscheinlichkeiten gegenseitig auszugleichen, was sich in einer Angleichung der Lebenserwartung niederschlägt. Dieser Verlauf impliziert, dass Variante M3 – im Vergleich zu den anderen beiden Varianten – zu einer stärkeren Anpassung der Lebenserwartung von Männern und Frauen führt.

Tabelle 2 stellt darüber hinaus einen Vergleich der Lebenserwartung der hier betrachteten Varianten mit den Annahmen zur Lebenserwartung der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes – Basisannahme (1-W1) und stärkerer Anstieg (2-W1) – dar. Es ist erkennbar, dass die Variante M1 eine eher konservative Entwicklung der Überlebenswahrscheinlichkeiten annimmt. Variante M2 entspricht nahezu der Basisannahme 1-W1 und Variante M3 weitestgehend der Annahme eines stärkeren Anstiegs in Variante 2-W1. Lediglich die Lebenserwartung der Frauen in Variante M3 liegt um ca. 1,6 Jahre unter der Lebenserwartung der Frauen in Variante 2-W1 des Statistischen Bundesamtes.

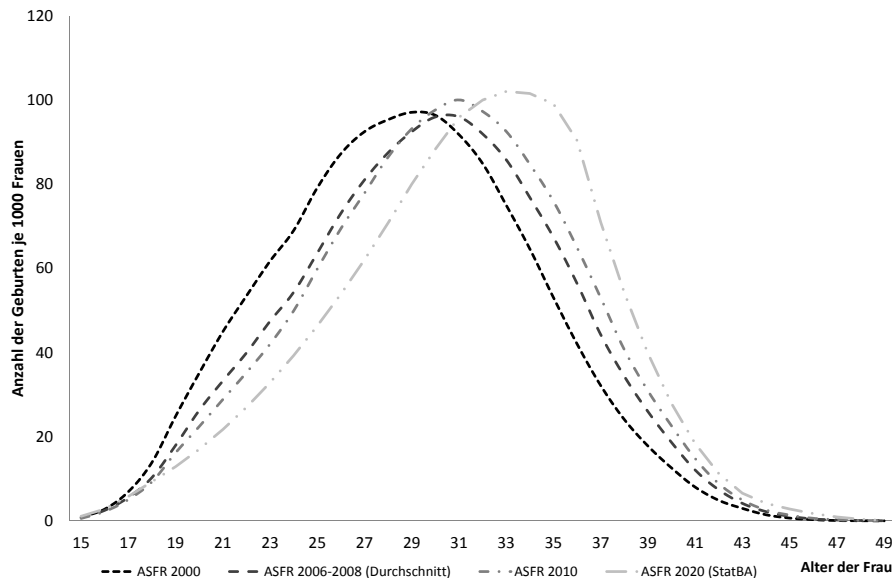
Tabelle 2: Lebenserwartung bei Geburt im Jahr 2060 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen sowie Statistisches Bundesamt 2009c)

	Variante M1	Variante M2	Variante M3	1-W1	2-W1
männlich	82,47	84,87	87,76	85,00	87,70
weiblich	87,64	89,52	89,64	89,20	91,20

5.2 Ergebnisse zum Verlauf der Fertilität

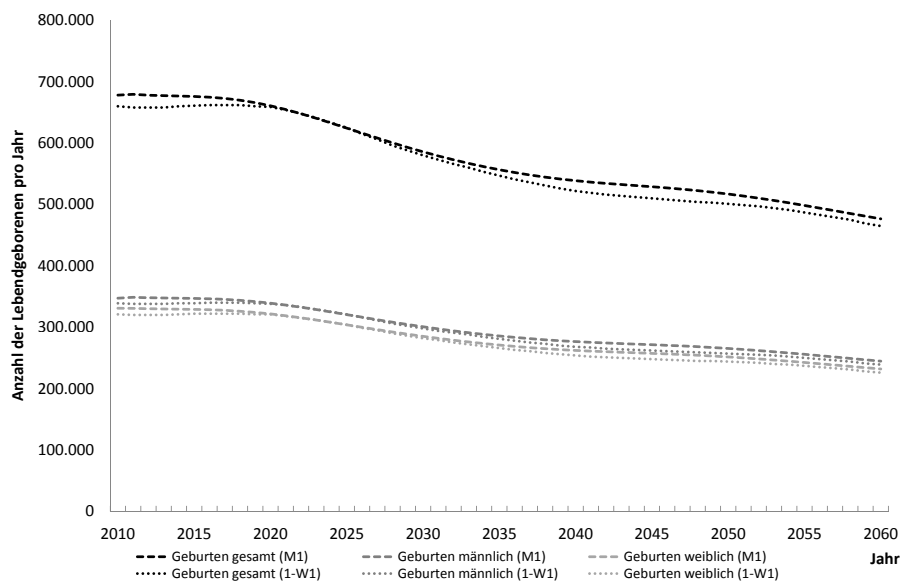
Wie in Kapitel 3.2 deutlich gemacht, folgt die Berücksichtigung der Fertilität einem deterministischen Ansatz, bei dem die altersspezifischen Geburtenraten im Zeitablauf konstant gehalten werden und keine Verschiebung in höhere Altersklassen stattfindet. Im Modell zur Bevölkerungsprojektion werden die altersspezifischen Geburtenraten des Jahres 2010 verwendet. In Abbildung 6 sind die altersspezifischen Geburtenraten der Jahre 2000, 2005 und 2010 sowie der Durchschnitt der Jahre 2006-2008 enthalten. Die Darstellung macht deutlich, dass im Laufe der Zeit die in Abschnitt 3.2 bereits erwähnte Verschiebung der Geburtenraten in höhere Altersklassen stattgefunden hat (d. h. die Frauen im reproduktiven Alter vermehrt zu einem späteren Zeitpunkt Mutter werden). Aus diesem Grund führt das Statistische Bundesamt die beschriebene Verschiebung der Geburtenraten bis zum Jahr 2020 durch, welche ebenfalls in Abbildung 6 dargestellt ist.

Abbildung 6: Anzahl der Geburten je 1.000 Frauen im reproduktiven Alter, (eigene Darstellung, Statistisches Bundesamt, auf Anfrage bereitgestellt)



Die quantitative Entwicklung der Geburtenzahl wird in Abbildung 7 ersichtlich. Da sich die Anzahl der Lebendgeborenen in den drei durchgeführten Varianten zur Sterblichkeitsentwicklung nur minimal unterscheidet, wird der Verlauf der Geburten im Zeitverlauf anhand von Variante M1 (Berücksichtigung der langfristigen Sterblichkeitsentwicklung) aufgezeigt.

Abbildung 7: Entwicklung der Lebendgeborenen im Zeitverlauf, 2010-2060 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen sowie Statistisches Bundesamt 2009c)



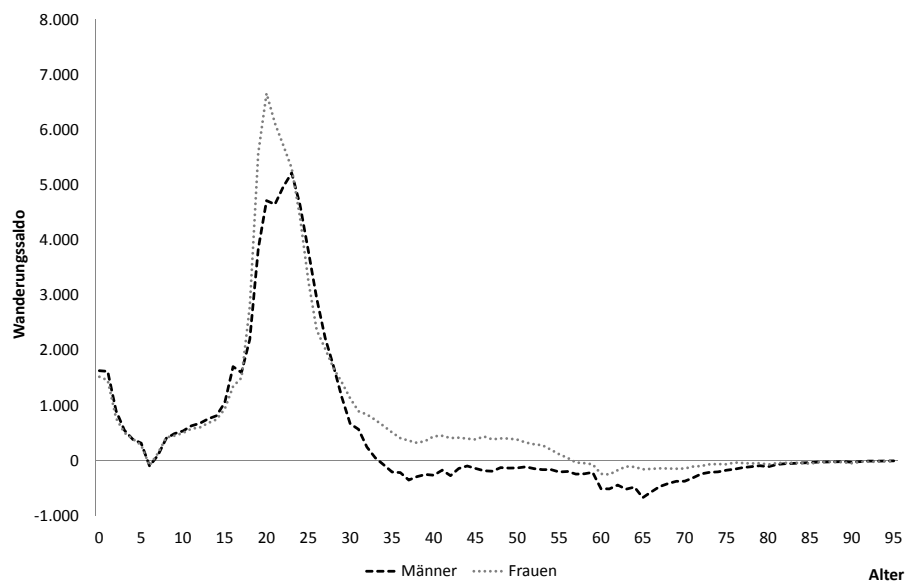
Die Zahl der Geburten nimmt demnach von 678.233 im Jahr 2010 auf 476.634 Geburten im Jahr 2060 ab. Im Vergleich dazu nimmt die Zahl der Lebendgeborenen in Variante 1-W1 der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung von 660.000 im Jahr 2010 auf 465.000 im Jahr 2060 ab. In der Abbildung sind zwar geringe Abweichungen der einzelnen

Varianten über die Zeit erkennbar (Variante M1 vs. 1-W1), jedoch führt keine der betrachteten Varianten zu einer generell höheren oder niedrigeren Anzahl an Lebendgeborenen. An dieser Stelle sei noch einmal erwähnt, dass die Höhe der Geburtenzahl maßgeblich durch die Annahmen zur Entwicklung der Fertilitätsrate beeinflusst wird und demgegenüber eine Verschiebung der Geburtenrate nur geringe Auswirkungen hat. So führt die Berücksichtigung der vom Statistischen Bundesamt durchgeführten Verschiebung im Jahr 2060 zu einer Geburtenzahl in Höhe von 493.190 – dies entspricht einer Steigerung um ca. 3% gegenüber der Basisannahme (konstante Gesamtfruchtbarkeitsrate von 1,4 Kindern je Frau). Vergleichend dazu erhöht sich die Geburtenzahl im Jahr 2060 unter der Annahme einer erhöhten Fertilitätsrate von 1,5 auf 522.495, was einem Anstieg um ca. 10% entspricht.

5.3 Ergebnisse zum Verlauf der Migration

Aufgrund der hohen Unsicherheit, die mit der Entwicklung von Wanderungsbewegungen verbunden ist, wurden Außenwanderungen in einer einfachen Form im Projektionsmodell berücksichtigt. Für den Zeitraum 2000-2010 wurde die Alters- und Geschlechtsstruktur der Zu- und Fortzüge analysiert und gemittelt. Die so ermittelte Struktur wurde im Zeitverlauf konstant gehalten und auf die Sockelwanderung sowie den angenommenen Außenwanderungssaldo in Höhe von 100.000 Personen angewendet. Die Höhe des Außenwanderungssaldos bleibt innerhalb des Projektionszeitraums unverändert. Abbildung 8 verdeutlicht die im Modell verwendete Alters- und Geschlechtsstruktur sowie die absolute Höhe des Außenwanderungssaldos ab dem Jahr 2011.

Abbildung 8: Höhe des jährlichen Außenwanderungssaldos ab 2011 nach Alter und Geschlecht - Sockelwanderung 600.000, Wanderungssaldo 100.000 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen sowie Statistisches Bundesamt, auf Anfrage bereitgestellt)



Aus den Daten des Statistischen Bundesamtes⁴² (Basisannahme) geht eine abweichende alters- und geschlechtsspezifische Aufteilung des aggregierten Außenwanderungssaldos hervor (siehe Tabelle 3). Dabei ist nicht genau bekannt, wie die Alters- und Geschlechtsstruktur des Außenwanderungssaldos abgeleitet wurde. Die abweichende Struktur kann unter anderem in unterschiedlichen Annahmen zur Sockelwanderung begründet liegen.

Tabelle 3: Alters- und geschlechtsspezifische Außenwanderungssalden im Jahr 2014 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen sowie Statistisches Bundesamt, auf Anfrage bereitgestellt)

Alter	StatBA - W1		Variante - W1	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
unter 15	5.236	4.806	8.581	7.918
15-20	5.394	7.921	9.406	11.332
20-25	18.132	22.645	21.741	26.195
25-30	10.155	9.551	10.042	9.592
30-35	4.003	4.382	560	3.642
35-40	1.456	2.041	-1.927	1.541
40-45	1.516	1.704	-1.363	1.748
45-50	1.984	2.024	-975	1.792
50-55	1.372	1.525	-841	1.306
55-60	404	509	-1.116	-8
60+	-4.652	-2.109	-6.726	-2.441
Summe	45.000	55.000	37.382	62.618

Es zeigt sich, dass in der hier betrachteten Variante W1 der Außenwanderungssaldo bei den Männern in den Altersbereichen bis 25 Jahren sowohl absolut als auch relativ größer ist und in den Altersbereichen über 25 absolut und relativ kleiner. Darüber hinaus ist auffällig, dass der Außenwanderungssaldo der Variante W1 in den Altersbereichen ab 35 Jahre durchgängig negativ ausfällt, während dies in den Vorausberechnungen des Statistischen Bundesamtes erst ab 60 Jahren der Fall ist. Bei den Frauen ergeben sich in der Variante W1 positive Außenwanderungssalden bis in den Altersbereich 50-55 Jahre - erst darüber hinaus ist der altersspezifische Außenwanderungssaldo der Frauen negativ.

In Folge des zugrunde gelegten Außenwanderungssaldos in Höhe von 100.000 Personen ab dem Jahr 2011 (Basisannahme, Variante W1) kommt es zu einem kumulierten Wanderungsgewinn in Höhe von 5 Millionen Personen innerhalb des Zeitraums 2011 bis 2060. Der kumulierte Wanderungsgewinn für die 12. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung liegt aufgrund der leicht abweichenden Annahmen (vgl. Kapitel 4.3) etwas niedriger (4,88 Millionen Personen bis 2060).⁴³

5.4 Ergebnisse zur Bevölkerungsentwicklung

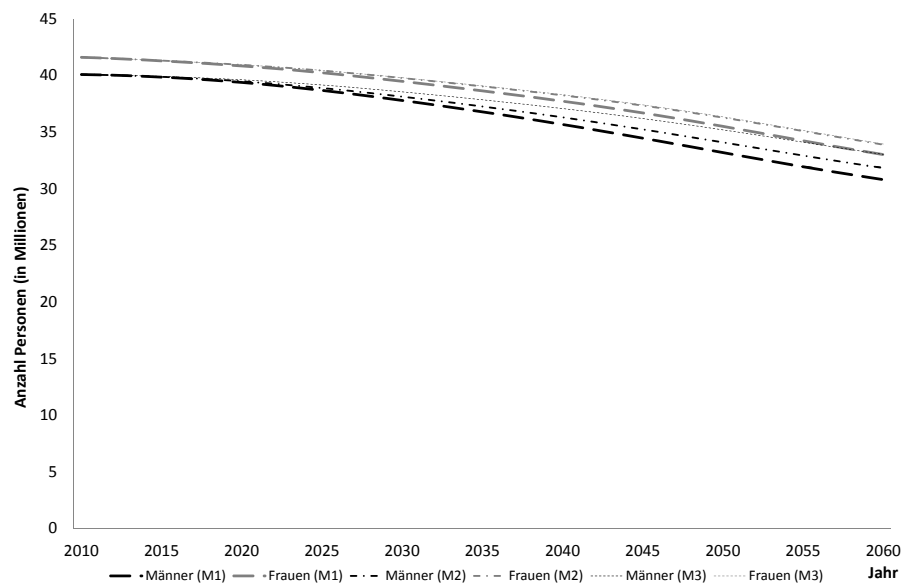
Im Folgenden sollen einige ausgewählte Ergebnisse der Bevölkerungsentwicklung und Bevölkerungsstruktur vorgestellt werden. Die Ergebnisse beziehen sich dabei auf die in Abschnitt 4.1 dargestellten Varianten zur Sterblichkeitsentwicklung (M1-M3), einer Fertilitätsrate von 1,4 (Variante F1) und einem Außenwanderungssaldo von 100.000 Personen

⁴² Vgl. Statistisches Bundesamt (2009c).

⁴³ Vgl. Statistisches Bundesamt (2009c)

ab 2011 (Variante W1), dem ersten Jahr der Bevölkerungsprojektion. Innerhalb des Beobachtungszeitraumes kommt es in allen drei Varianten zu einem absoluten Rückgang der Bevölkerung: Von 81.681.091 Personen im Jahr 2010 auf 63.809.242 Personen im Jahr 2060 in Variante M1, 65.712.285 Personen in Variante M2 und 66.966.700 Personen in Variante M3. Abbildung 9 verdeutlicht die absolute Bevölkerungsentwicklung im Zeitraum 2010-2060 getrennt für Männer und Frauen.

Abbildung 9: Entwicklung des Bevölkerungsumfangs im Zeitraum 2010 bis 2060 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen)



Daneben kommt es zu Veränderungen im Altersaufbau der Bevölkerung: Während die Besetzung der jüngeren und mittleren Altersgruppen abnimmt, weisen die höheren Altersgruppen starke Zuwächse auf. Diese Entwicklung ist für die drei Varianten in den Abbildungen 10-12 dargestellt. Die Form der Bevölkerungspyramiden gibt Aufschluss über die Alters- und Geschlechtsstruktur der deutschen Bevölkerung im Zeitverlauf. So verdeutlicht bereits die Silhouette der Bevölkerungspyramide des Jahres 2010, dass es zu einem Umbau in der Bevölkerungsstruktur kommen wird. Ausschlaggebend hierfür ist die starke Besetzung der mittleren Altersgruppen in Verbindung mit einer niedrigen Fertilität und einer hohen Lebenserwartung. In der Folge sind die jüngeren Altersjahre immer schwächer besetzt. Die Bevölkerungspyramide des Jahres 2060 deutet eine insgesamt alte Bevölkerung mit niedrigen Geburten- und Sterberaten an. Insgesamt besitzen die Bevölkerungspyramiden über alle drei Sterblichkeitsvarianten hinweg einen ähnlichen Verlauf. Mit Blick auf das Jahr 2060 ergeben sich Abweichungen insbesondere in den höheren Altersjahren, die im direkten Vergleich der Varianten M2 und M3 vornehmlich bei den Männern zu finden sind. Der Grund hierfür liegt in der deutlichen Zunahme der Lebenserwartung bei den Männern zwischen Variante M2 und M3 begründet, der sich im Vergleich dazu bei den Frauen nur sehr gering auswirkt (siehe auch Tabelle 2).

Abbildung 10: Bevölkerungsstruktur in den Jahren 2010, 2030 und 2060, Variante M1 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen)

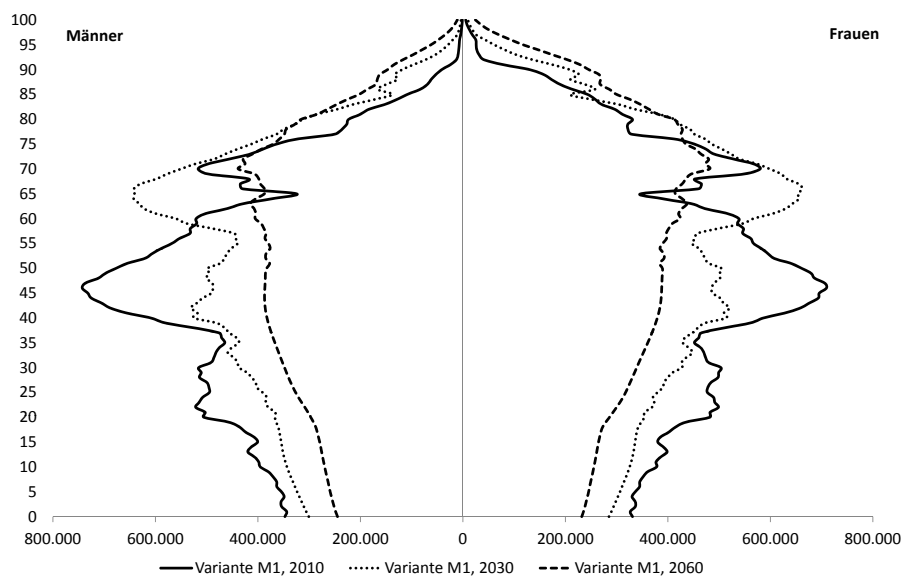


Abbildung 11: Bevölkerungsstruktur in den Jahren 2010, 2030 und 2060, Variante M2 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen)

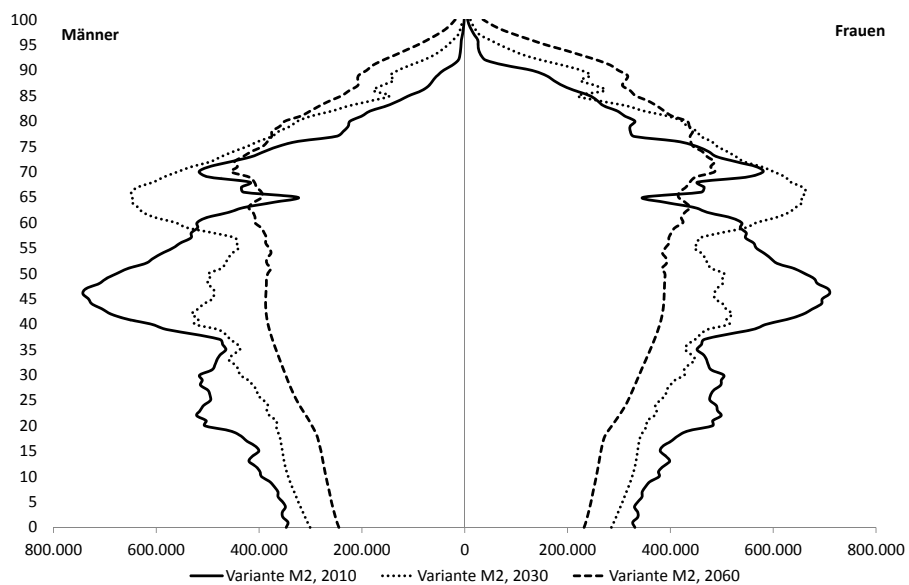
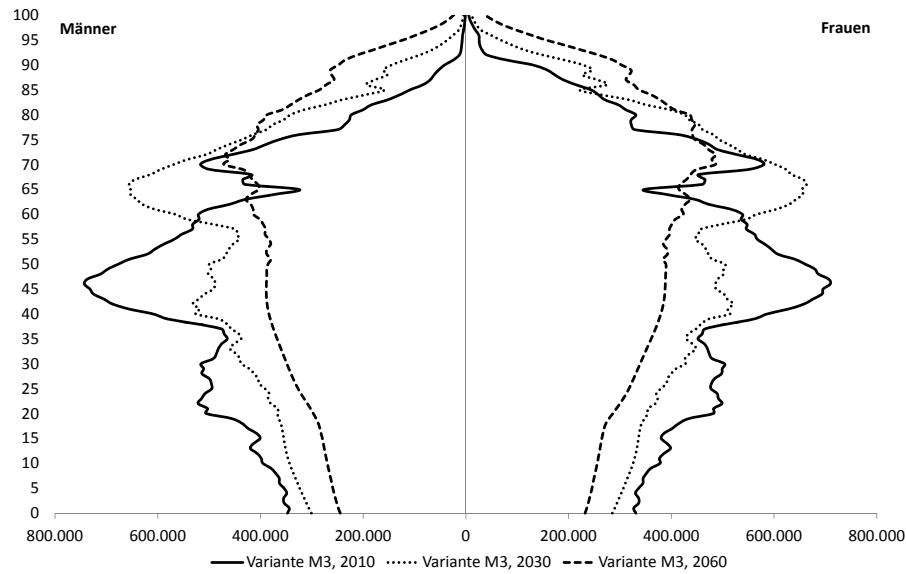


Abbildung 12: Bevölkerungsstruktur in den Jahren 2010, 2030 und 2060, Variante M3 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen)



Ein aggregiertes Maß für die Veränderung der Bevölkerungsstruktur über die Zeit liefert der Altenquotient, der in Tabelle 4 abgebildet ist. In diesem Fall stellt er das Verhältnis der 20 bis unter 64-Jährigen zu den Personen in der Altersgruppe 65+ dar. Für alle drei Varianten erfolgt der größte Anstieg des Altenquotienten bis 2040, danach fällt der Anstieg geringer aus. Der Grund für den stärkeren Anstieg bis 2040 liegt in den geburtenstarken Jahrgängen von 1955-1965 (so genannte Baby-Boomer-Generation), die nach 2030 vollständig in der Altersgruppe 65+ vertreten ist. Diese geburtenstarken Jahrgänge sowie deren Verlauf sind ebenfalls sehr gut in den Abbildungen 10-12 erkennbar. So repräsentiert die Generation der im Jahr 1964 Geborenen die bevölkerungsreichste Altersgruppe zu allen drei Beobachtungszeitpunkten (2010, 2030 und 2060).

Tabelle 4: Altenquotient – Anzahl der über 64-Jährigen pro 100 20 – 64 Jährige (eigene Darstellung, eigene Berechnungen)

	2010	2020	2030	2040	2050	2060
Variante M1	33,66	38,79	51,35	58,65	59,14	60,52
Variante M2	33,66	39,16	52,72	61,45	63,53	65,96
Variante M3	33,66	39,40	53,62	63,33	66,40	69,35

Die Abbildungen 13-15 vergleichen den Bevölkerungsaufbau der eigenen Berechnungen mit den Ergebnissen der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes. Als Vergleichsgröße für die Varianten M1 und M2 wurde die Variante 1-W1 (mittlere Bevölkerung, Untergrenze) gewählt, da hier eine bessere Übereinstimmung in den getroffenen Annahmen zur Entwicklung der Lebenserwartung zu erkennen ist (siehe Tabelle 2). Für die Variante M3 wird abweichend auf Variante 2-W1 als Vergleichsgröße zurückgegriffen, da diese den Annahmen zur Entwicklung der Lebenserwartung besser ent-

spricht (siehe Tabelle 2). In allen drei Abbildungen ist dabei erkennbar, dass – im Vergleich zu den jeweiligen Varianten der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes – in den eigenen Berechnungen die jüngeren und mittleren Altersgruppen leicht stärker vertreten sind. Dagegen sind die höheren Altersgruppen – insbesondere die Altersgruppen ab 90 Jahre – geringer vertreten. In den Abbildungen 13-15 ist ebenfalls erkennbar, dass die Abweichungen bei den Frauen etwas größer ausfallen als bei den Männern.

Abbildung 13: Bevölkerungsstruktur in 2060, Variante M1 versus Variante 1-W1 des Statistischen Bundesamtes (eigene Darstellung, eigene Berechnungen sowie Statistisches Bundesamt 2009c)

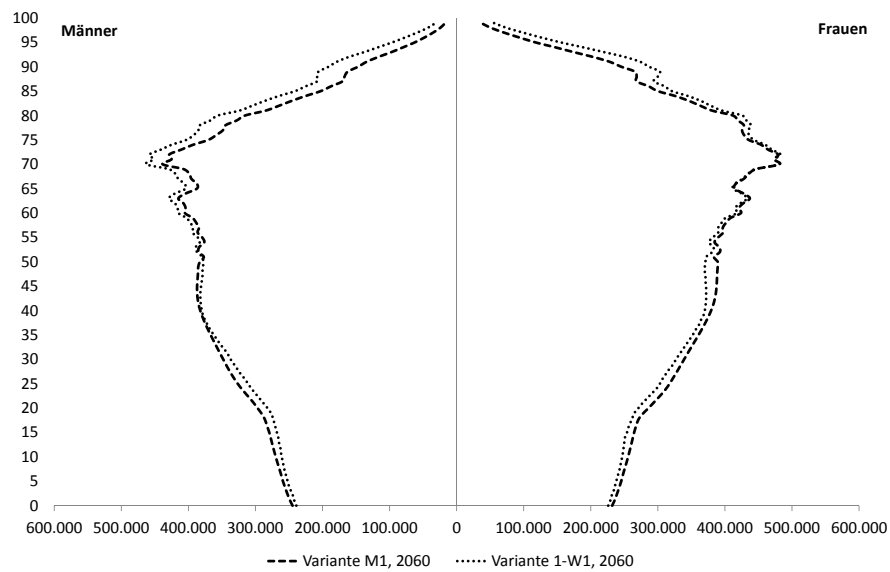


Abbildung 14: Bevölkerungsstruktur in 2060, Variante M2 versus Variante 1-W1 des Statistischen Bundesamtes (eigene Darstellung, eigene Berechnungen sowie Statistisches Bundesamt 2009c)

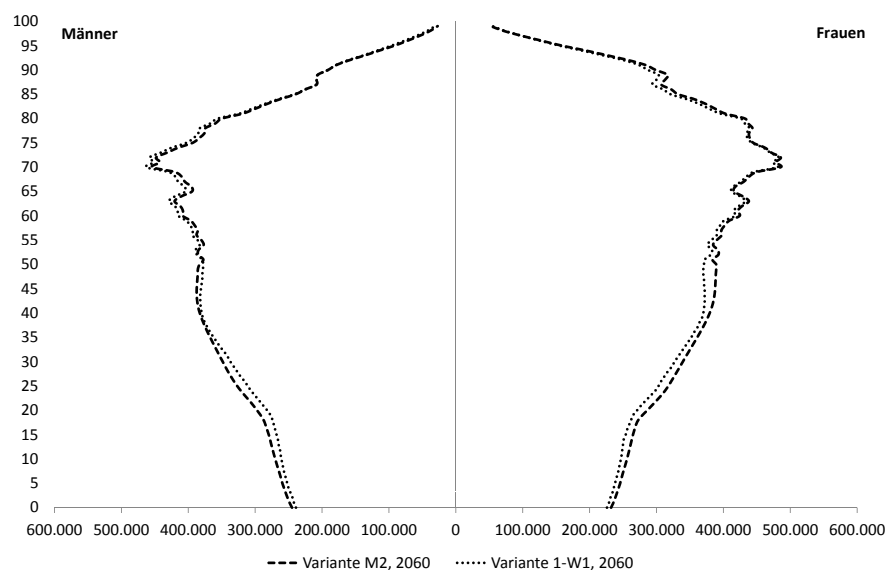
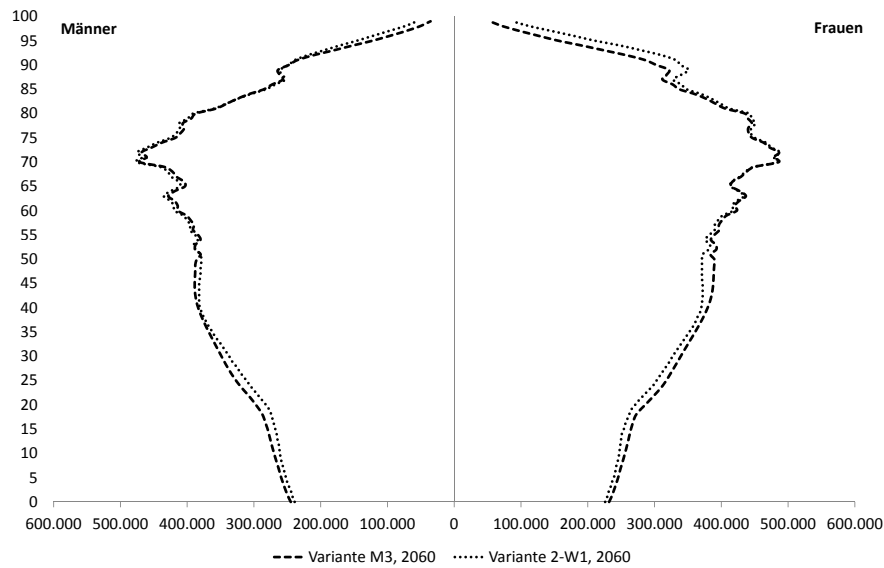


Abbildung 15: Bevölkerungsstruktur in 2060, Variante M3 versus Variante 2-W1 des Statistischen Bundesamtes (eigene Darstellung, eigene Berechnungen sowie Statistisches Bundesamt 2009c)



6 Diskussion

Die Ergebnisse in Abschnitt 5 haben gezeigt, dass zwar keine strukturellen Abweichungen zwischen den eigenen Projektionen und denen des Statistischen Bundesamtes erkennbar sind, geringe Unterschiede aber dennoch existieren. Insbesondere die Abbildungen 13-15 zeigen leichte Abweichungen in der Bevölkerungsstruktur. Dies liegt an den teilweise abweichenden Annahmen zur zukünftigen Entwicklung von Mortalität, Fertilität und Migration. Ein in den Abbildungen gut sichtbarer Unterschied liegt beispielsweise in den unterschiedlichen Annahmen zur alters- und geschlechtsspezifischen Migrationsstruktur. Die hier betrachteten höheren Außenwanderungssalden der jüngeren Altersgruppen führen ceteris paribus zu einem höheren Umfang der Bevölkerung in diesen Altersbereichen. Aus diesem Grund ist der Bevölkerungsumfang der eigenen Varianten – im Vergleich zu den betrachteten Varianten des Statistischen Bundesamtes – bis zur Altersgruppe 35-40 bei den Männern und der Altersgruppe 55-60 Jahre bei den Frauen generell größer. Diese Unterschiede gleichen sich in den höheren Altersjahren partiell an, da sowohl in der Basisannahme der eigenen Projektionen als auch in den hier betrachteten Projektionen des Statistischen Bundesamtes ein Außenwanderungssaldo in Höhe von 100.000 Personen angenommen wird. Darüber hinaus ergeben sich ebenfalls geringe Abweichungen aufgrund von Unterschieden in der altersspezifischen Verteilung der Fertilität sowie aufgrund gewisser Unterschiede in den altersspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten. Da die Annahmen und Entwicklungen der einzelnen Komponenten in der 12. koordinierten Bevölkerungsvorberechnung jedoch nicht im Detail bekannt sind, ist eine abschließende Ursachenanalyse der Abweichungen nicht möglich.

Wie bereits in Abschnitt 3.2 erwähnt, wurde für die hier dargestellte Projektion der Bevölkerung eine deterministische Fortschreibung der drei Komponenten gewählt. Diese Vorgehensweise hat bestimmte Nachteile. So können bspw. Unsicherheiten in der Prognose nicht berücksichtigt werden. Darüber hinaus sind keine Rückschlüsse auf Eintrittswahrscheinlichkeiten der Szenarien möglich.⁴⁴ Um die Unsicherheiten in der Prognose abzubilden, werden – wie bereits dargestellt – verschiedene Varianten aller drei Komponenten berücksichtigt, die auch untereinander kombiniert werden können. Darüber hinaus wurden Sensitivitätsparameter implementiert, die einen höheren Freiheitsgrad in der Konstruktion unterschiedlicher Szenarien ermöglichen. Demzufolge können auch Ergebnisse betrachtet werden, die zwischen den jeweiligen Varianten liegen. Oder es kann der Einfluss von Veränderungen in den zugrundeliegenden Komponenten auf die Bevölkerungsstruktur analysiert werden. Für eine Berücksichtigung von Eintrittswahrscheinlichkeiten bestimmter Prognosen oder die Berechnung von Konfidenzintervallen ist allerdings die Anwendung von stochastischen Methoden notwendig.⁴⁵

In dem vorliegenden Modell können für alle drei Komponenten (Migration, Fertilität und Mortalität) Sensitivitätsanalysen durchgeführt werden. Damit ist es einerseits möglich die Sensitivität der Ergebnisse zu berücksichtigen und andererseits auf weiterführende Fragestellungen anzuwenden. Auf diese Weise kann beispielsweise der Frage nachgegangen werden, wie sensitiv die Zahl der Pflegebedürftigen auf eine Veränderung der Fertilitätsannahmen, der Sterblichkeitsentwicklung oder den Außenwanderungsbewegungen reagiert. Diese Freiheitsgrade beinhalten die bestehenden Bevölkerungsprojektionen des Statistischen Bundesamtes nur sehr bedingt (in Form unterschiedlicher Varianten).

Die für die Projektionen verwendeten Daten sind ebenfalls mit gewissen Unsicherheiten verbunden. Der Bevölkerungsbestand wird bspw. zwischen zwei Volkszählungen (Zensus) – die letzte Volkszählung wurde 1987 durchgeführt – mit Hilfe der zur Verfügung stehenden Statistiken zur natürlichen Bevölkerungsbewegung fortgeschrieben. Mit steigendem Abstand zur letzten Volkszählung ergeben sich immer größere Ungenauigkeiten, bspw. aufgrund von Doppelzählungen durch fehlerhafte Ab- oder Anmeldungen bei Umzügen.⁴⁶ Ein in Deutschland 2002 durchgeführter Zensusstest hat ergeben, dass von den im Melderegister aufgeführten 79,98 Mio. Personen circa 4,1% Übererfassungen und 1,7% Untererfassungen enthalten waren.⁴⁷ Aus diesen Ergebnissen sowie anhand der Bewertung verschiedener Erhebungsverfahren wurden Empfehlungen für die aktuelle Volkszählung – den Zensus 2011 – abgeleitet.⁴⁸ Der Zensus 2011 wurde im Mai 2011 beendet und detaillierte Ergebnisse sollen im Mai 2013 vorgelegt werden.⁴⁹ Nach Bekanntgabe dieser Ergebnisse werden zukünftige Bevölkerungsprojektionen auf eine neue Ausgangsbasis gestellt werden.

⁴⁴ Vgl. Babel (2007), S. 161.

⁴⁵ Vgl. Babel (2007), S. 17.

⁴⁶ Vgl. Schmid (2000), S. 482.

⁴⁷ Vgl. Statistisches Bundesamt (2004), S. 816.

⁴⁸ Vgl. Statistisches Bundesamt (2004), S. 832.

⁴⁹ Vgl. Statistisches Bundesamt (2012a)

7 Fazit

Bevölkerungsprojektionen zeigen auf, wie sich Bevölkerungen in Umfang und Struktur im Zeitablauf verändern. Veränderungen ergeben sich aus Sicht der Demografie durch das Zusammenspiel von nur sehr wenigen Ereignissen: Geburten, Sterbefällen und Wanderungen – den Determinanten der Bevölkerungsentwicklung.⁵⁰ Das vorliegende Arbeitspapier beschreibt die Methodik und grundlegende Ergebnisse einer deterministischen Bevölkerungsprojektion nach der Kohorten-Komponenten-Methode. Das methodische Vorgehen orientiert sich dabei im Kern – insbesondere im Hinblick auf die funktionale Verknüpfung und das analytische Grundmodell – an der Vorgehensweise des Statistischen Bundesamtes. Unterschiede in den Ergebnissen sind auf abweichende Annahmen, unterschiedliche Datengrundlagen und vereinzelt abweichende analytische Zusammenhänge zurückzuführen.

Bevölkerungsprojektionen spielen in vielen gesellschaftlichen Bereichen eine wichtige Rolle – wichtiger als die rein zahlenmäßige Entwicklung der Bevölkerung sind dabei Veränderungen in der Bevölkerungsstruktur.⁵¹ Die Ergebnisse dienen dazu, mögliche Szenarien für die Bevölkerungsentwicklung in Deutschland aufzuzeigen. Unter inhaltlichen Gesichtspunkten kann hierdurch ein tieferes Verständnis für die Determinanten dieser Entwicklung und die damit verbundenen Auswirkungen gewonnen werden. Die Ergebnisse können und sollen darüber hinaus im Rahmen von Planungs- und Entscheidungsprozessen angewendet werden – in fast allen gesellschaftspolitischen Bereichen spielt die Bevölkerung eine entscheidende Rolle, beispielsweise wenn es um die Verteilung von Ressourcen oder die Frage von Investitionen geht. Ganz konkret können und werden die Ergebnisse zur Bevölkerungsentwicklung deshalb in weiterführende Projektionen eingebunden. Wichtige Anwendungsfelder stellen hierbei die Sozialversicherungssysteme oder der Bereiche der privaten Versicherungswirtschaft dar. In anderen gesellschaftlichen Bereichen sind sie eine wichtige Grundlage, um den Bedarf an und die Lokalisation von bestimmten Einrichtungen zu bestimmen, beispielsweise Schulen oder Krankenhäusern.

⁵⁰ Vgl. Hinde (1998), S. 206.

⁵¹ Vgl. Hinde (1998), S. 205.

Literatur

- Auer, L. v. (2005), *Ökonometrie - Eine Einführung*, Springer, Berlin/Heidelberg/New York.
- Babel, B. (2007), *Bevölkerungsvorausberechnungen unter besonderer Berücksichtigung von Unsicherheiten. Deterministische und stochastische Modelle für Fertilität, Migration und Mortalität sowie Modellrechnungen zur Bevölkerungsentwicklung in Deutschland*, Josef Eul Verlag, Köln.
- Bomsdorf, E. (2010), 'Rückgang der Bevölkerung Zunahme der Pflegefälle. Divergierende Entwicklungen in Deutschland bis 2050', *AStA Wirtschafts- und Sozialstaatliches Archiv* **4**(1), 3–18.
- Bomsdorf, E. und Babel, B. (2004), 'Ein Modell zur Beschreibung der kohortenbezogenen Entwicklung der Fertilität in Deutschland', *Wirtschaft und Statistik* **9**, 1052–1059.
- Bomsdorf, E. und Trimborn, M. (1992), 'Sterbetafel 2000. Modellrechnungen der Sterbetafel', *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* **81**(3), 457–485.
- Bretz, M. (1986), 'Bevölkerungsvorausberechnungen: Statistische Grundlagen und Probleme', *Wirtschaft und Statistik* **4**, 233–260.
- Bretz, M. (2000), Methoden der Bevölkerungsvorausberechnung, in U. Mueller, B. Nauck und A. Diekmann, eds, 'Handbuch der Demographie. Modelle und Methoden (Band 1)', Springer, Berlin/Heidelberg/New York, pp. 643–681.
- George, M., Smith, S., Swanson, D. und Tayman, J. (2004), Population projections, in J. Siegel und D. Swanson, eds, 'The Methods and Materials of Demography', Elsevier, San Diego/London, pp. 561–601.
- Hinde, A. (1998), *Demographic Methods*, Arnold, London.
- Lee, R. (1998), 'Probabilistic approaches to population forecasting', *Population and Development Review* **24**(Supplement), 156–190.
- Lipps, O. und Betz, F. (2003), 'Stochastische Bevölkerungsprojektion für West- und Ostdeutschland', *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* **30**(1), 3–42.
- Preston, S., Heuveline, P. und Guillot, M. (2001), *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*, Blackwell, Oxford/Malden.
- Riphahn, R. und Zimmermann, K. (2000), The mortality crisis in East Germany, in G. Cornia und R. Panici eds, 'The Mortality Crisis in Transitional Economies', Oxford University Press, Oxford/New York, pp. 227–252.
- Rowland, D. (2003), *Demographic Methods and Concepts*, Oxford University Press, Oxford/New York.
- Schmid, C. (2000), Zugang zu den Daten der Demographie, in U. Mueller, B. Nauck und A. Diekmann, eds, 'Handbuch der Demographie. Modelle und Methoden (Band 1)', Springer, Berlin/Heidelberg/New York, pp. 473–523.

- Smith, S., Tayman, J. und Swanson, D. (2001), *State and Local Population Projections. Methodology and Analysis*, Kluwer Academic/Plenum Publishers, New York/Bostin/Dordrecht/London/Moscow.
- Statistisches Bundesamt (2004), 'Ergebnisse des Zensusstests', *Wirtschaft und Statistik* **8**, 813–833.
- Statistisches Bundesamt (2009a), 'Berechnung von Periodensterbetafeln. Methodische Erläuterungen zur Berechnung von Periodensterbetafeln für Deutschland', Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2009b), 'Bevölkerung Deutschlands bis 2060. 12. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung', Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2009c), 'Bevölkerung Deutschlands bis 2060. Ergebnisse der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung', Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2010), 'Modell der Bevölkerungsvorausberechnungen', Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2011), 'Modell der Bevölkerungsvorausberechnungen', Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2012a), 'Zensus 2011. url: <https://www.zensus2011.de>', (Stand: 26.11.2012).
- Statistisches Bundesamt (2012b), 'Periodensterbetafeln für Deutschland - Früheres Bundesgebiet, neue Länder sowie die Bundesländer 2009/2011', Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2012c), 'Periodensterbetafeln für Deutschland - Allgemeine Sterbetafeln, abgekürzte Sterbetafeln und Sterbetafeln 1871/1881 bis 2008/2010', Wiesbaden.
- Weinstein, J. und Pillai, V. (2001), *Demography. The Science of Population*, Allyn & Bacon, Needham Heights, MA.

Modul 2

Bevölkerungsentwicklung und soziale Pflegeversicherung in Deutschland – Der Einfluss von demografischen Faktoren auf das Verhältnis von potenziellen Beitragszahlern und Leistungsbeziehern

Andy Zuchandke

David Bowles

Wolfgang Greiner

J.-Matthias Graf von der Schulenburg

Zeitschrift für Sozialreform 59 (2013), Heft 4, 433-457

Andy Zuchandke, David Bowles, Wolfgang Greiner und J.-Matthias Graf von der Schulenburg

Bevölkerungsentwicklung und soziale Pflegeversicherung in Deutschland

Der Einfluss von demografischen Faktoren auf das Verhältnis von potenziellen Beitragszahlern und Leistungsbeziehern

Die Bevölkerungsentwicklung in Deutschland gilt als große Herausforderung für die umlagefinanzierte soziale Pflegeversicherung. Eine Verbesserung des Geburtenniveaus und ein höheres Maß an Nettozuwanderung werden als Möglichkeiten diskutiert, um die Finanzlage der Pflegeversicherung zu stabilisieren. Sensitivitätsanalysen zeigen, dass ein verändertes Geburten- und Wanderungsniveau das Verhältnis von potenziellen Beitragszahlern und Leistungsbeziehern signifikant beeinflussen kann, jedoch keine vollständige Kompensation der Folgen der Bevölkerungsalterung zu erwarten ist. Erschwerend hinzu kommen einnahmen- und ausgabenseitige Wechselwirkungen. Strukturelle Reformen der sozialen Pflegeversicherung sind folglich – insbesondere mit Blick auf die Alterung der geburtenstarken Jahrgänge – unausweichlich.

Bevölkerungsentwicklung, soziale Pflegeversicherung, Finanzierung, Abhängigkeitsquotienten, Sensitivitätsanalysen

1. Einleitung

Die Bevölkerungsentwicklung in Deutschland stellt die Sozialversicherungssysteme im Allgemeinen und die soziale Pflegeversicherung (SPV) im Speziellen vor große Herausforderungen. Das niedrige Geburtenniveau und die steigende Lebenserwartung führen dazu, dass die deutsche Bevölkerung altert und der Bevölkerungsumfang abnehmen wird (Bowles/Zuchandke 2012; Statistisches Bundesamt 2009). Diese Dynamik wird zusätzlich durch die geburtenstarken Jahrgänge der 1950er- und 1960er-Jahre beeinflusst. Insbesondere die Veränderungen in der Bevölkerungsstruktur sind für die umlagefinanzierten Sozialversicherungssysteme problematisch, da es im Zuge der Alterung zu einem Ungleichgewicht von potenziellen Beitragszahlern und Leistungsbeziehern kommt (Scholz/Schröder 2012). Folglich müssen im Verhältnis immer weniger Erwerbstätige die Versorgung von immer mehr älteren Menschen (mit-)finanzieren – eine Herausforderung, mit der alle Systeme, die auf einer intergenerativen Umverteilung von Ressourcen basieren, konfrontiert sind (Reher 2012). Für die SPV stellt sich diese Problematik in besonderer Weise, da Pflegebedürftigkeit eine starke Altersabhängigkeit aufweist – ein Zusammenhang, der intensiver ausgeprägt ist als in der gesetzlichen Krankenversicherung. Die demografische Alterung wird folglich zu einer (im Vergleich zur Krankenversicherung stärker) steigenden Nachfrage nach entsprechenden Versicherungsleistungen führen und damit die Ausgabenseite zunehmend belasten (Rothgang 2010). Die Frage nach einer nach-

haltigen und generationengerechten Finanzierung der SPV steht daher häufig im Mittelpunkt der sozialpolitischen Diskussion.

Neben Empfehlungen für eine Finanzierungs- und Strukturreform der verschiedenen Sozialversicherungssysteme – und damit eine Anpassung der Systeme an die sich verändernden demografischen Rahmenbedingungen – wird in Politik und Wissenschaft ebenfalls über eine Beeinflussung der demografischen Rahmenbedingungen selbst diskutiert. So wird argumentiert, dass die Auswirkungen der demografischen Entwicklung auf die Sozialversicherungssysteme durch eine Beeinflussung des Geburtenniveaus und der Wanderungsbewegungen abgemildert werden können (Schmidt 2002; Berthold/Fehn 2002). In diesem Zusammenhang stellt sich folgende Frage, die im vorliegenden Beitrag beantwortet werden soll: Welchen Einfluss hat die Bevölkerungsentwicklung auf die nachhaltige Finanzierbarkeit der SPV, und inwiefern könnten sich die veränderten demografischen Rahmenbedingungen stabilisierend auf das Verhältnis von potenziellen Beitragszahlern und Leistungsbeziehern auswirken?

Eine mögliche Herangehensweise an diese Frage stellt die Analyse von Abhängigkeitsquotienten dar. Diese kompakten Indikatoren drücken aus, wie viele junge (hier 0-19 Jahre) und/oder alte Menschen (hier 65 Jahre und älter) zukünftig 100 Personen im erwerbsfähigen Alter (hier 20-64 Jahre) gegenüberstehen. Bevölkerungsgruppen, die nicht oder nur in einem geringen Ausmaß an der Finanzierung der SPV beteiligt sind, werden so demjenigen Teil der Bevölkerung gegenübergestellt, der primär für die Finanzierung dieser Systeme aufkommt (Micheel 2005).

Das Ziel des vorliegenden Beitrags ist es, mithilfe der Abhängigkeitsquotienten und auf Basis einer eigenen Bevölkerungsprojektion den Einfluss variierender Annahmen in den Bereichen Fertilität und Migration auf das Verhältnis von potenziellen Beitragszahlern und Leistungsbeziehern bis zum Jahr 2080 abzuschätzen. Ein solch langer Zeitraum ist wichtig, um die Auswirkungen einer Alterung der geburtenstarken Jahrgänge vollständig abbilden zu können. In einem ersten Schritt wird dabei der Frage nachgegangen, wie sich Jugend-, Alten- und Gesamtquotient innerhalb eines Basisszenarios bis zum Jahr 2080 entwickeln und wie sensitiv die Ergebnisse auf eine Anpassung des Geburten- und Wanderungsniveaus reagieren. Veränderungen der Quotienten können dabei als Indikator für die demografisch-induzierte Be- oder Entlastung der erwerbstätigen Bevölkerung und damit der umlagefinanzierten Sozialversicherungssysteme interpretiert werden. In einem zweiten Schritt wird auf Basis der erzielten Ergebnisse am Beispiel der SPV diskutiert, inwiefern veränderte demografische Rahmenbedingungen tatsächlich einen Beitrag zur Stabilisierung dieses Sozialversicherungssystems leisten können.

Der Artikel gliedert sich wie folgt: In Kapitel 2 wird der Stand der Forschung anhand ausgewählter Studienergebnisse zusammengefasst, bevor in Kapitel 3 die Methodik der zugrunde liegenden Bevölkerungsprojektion erläutert wird. Kapitel 4 enthält eine Darstellung der Ergebnisse, wobei zunächst die Entwicklung im Basisszenario vorgestellt wird (Kapitel 4.1). Im Anschluss daran werden die Ergebnisse der Sensitivitätsanalysen zur Entwicklung der Abhängigkeitsquotienten präsentiert (Kapitel 4.2-4.4). In Kapitel 5 werden mögliche Konsequenzen für die umlagefinanzierte SPV abgeleitet und mögliche Einschränkungen der Ergebnisse und der Methodik diskutiert.

2. Stand der Forschung

In der sozialpolitischen Diskussion wird argumentiert, dass geeignete Maßnahmen der Migrations- und Familienpolitik positive Effekte auf die Finanzierung der Kranken-, Renten und Pflegeversicherungssysteme haben können. Die Grundannahme ist, dass sich bei einem höheren Geburtenniveau die Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter mittelfristig, im Falle positiver Wanderungssalden sogar unmittelbar stabilisiert und zukünftige finanzielle Belastungen der umlagefinanzierten Sozialversicherungssysteme kompensiert werden. Da die Finanzierung von Kranken-, Renten- und Pflegeversicherung primär an den Faktor Arbeit geknüpft ist, wird davon ausgegangen, dass durch eine höhere Zahl an Geburten und mehr Zuwanderung das sich abzeichnende Ungleichgewicht zwischen potenziellen Beitragszahlern und Leistungsbeziehern verringert werden kann (Fasshauer 2005; Schmidt 2002; Berthold/Fehn 2002).

In der Vergangenheit wurde eine Reihe von Modellrechnungen durchgeführt, um die Frage zu beantworten, ob mehr Zuwanderung und/oder ein höheres Geburtenniveau die abschbaren Probleme der Sozialversicherungssysteme lösen können. Dabei wurden hauptsächlich die Effekte der Migration auf die Rentenversicherung und den Arbeitsmarkt analysiert, die Auswirkungen auf die SPV standen weniger im Mittelpunkt. Da der skizzierte Wirkmechanismus der Komponenten Fertilität und Migration weitgehend unabhängig vom betrachteten Sozialversicherungssystem ist, werden im Folgenden ausgewählte Studienergebnisse betrachtet, die sich auf die sozialen Sicherungssysteme insgesamt beziehen.

Bomsdorf et al. (2010) betrachten den Einfluss beider Komponenten (Fertilität und Migration) auf die Anzahl der Pflegebedürftigen, eine Größe, die für die Entwicklung der Ausgaben in der Pflegeversicherung relevant ist. Dabei kommen sie zu dem Ergebnis, dass beide Komponenten die zahlenmäßige Entwicklung der Pflegebedürftigen nur geringfügig beeinflussen. Allerdings berücksichtigen sie lediglich einen Zeitraum bis 2050, was insbesondere die Analyse langfristiger Auswirkungen einer veränderten Fertilität einschränkt. Auch können die Effekte der geburtenstarken Jahrgänge nur teilweise abgebildet werden. Zudem fehlt eine Betrachtung der Wirkungen auf der Einnahmenseite.

Börsch-Supan (2002) untersucht die Auswirkungen der Migration auf die Stabilität des Umlageverfahrens speziell in der Rentenversicherung bis zum Jahr 2050. Die Ergebnisse zeigen, dass nur die Annahme von sehr hohen Wanderungsbewegungen – in einer weitgehend unrealistischen Größenordnung (Saldo ≥ 500.000) – den Beitragssatz zur Rentenversicherung beeinflussen kann. Das Problem der demografischen Alterung bleibt dabei im Kern aber ungelöst. Neben dem quantitativen Umfang der Wanderungsbewegungen müssen jedoch auch strukturelle Aspekte der Migration (Integration in den Arbeitsmarkt, Qualifikationsniveau, Rückwanderung ins Herkunftsland) berücksichtigt werden. Ähnliche Ergebnisse zum Einfluss der Migration auf die Finanzentwicklung der Rentenversicherung liefern auch Holthausen et al. (2012) bis 2060 und Börsch-Supan (1999) bis zum Jahr 2040.

Für den Einfluss der Fertilität auf die Rentenversicherung können Holthausen et al. (2012) zeigen, dass eine erhöhte Fertilitätsrate langfristig einen dämpfenden Effekt sowohl auf den Anstieg des Beitragssatzes als auch auf das Sinken des Rentenniveaus ausübt. Kurz- und mittelfristig sind die Effekte jedoch geringfügig und nur durch die

Zahlungen, welcher der Bund für Kindererziehungszeiten in die Rentenkasse leistet, bedingt. Diesen zeitverzögerten Effekt einer höheren Fertilität zeigt auch die Studie von Berkel et al. (2004) bis zum Jahr 2100. Die Ergebnisse machen darüber hinaus deutlich, dass eine Stärkung der Finanzierungsbasis der gesetzlichen Rentenversicherung erst dann erfolgt, wenn die nachfolgenden Generationen auch besser ausgebildet sind als die jeweils vorangegangenen Generationen. Genau wie im Fall der Migration ist also nicht der rein quantitative Umfang der Geburten entscheidend, sondern in erster Linie die Bildung von Humankapital und die erfolgreiche Integration nachfolgender Generationen in den Arbeitsmarkt.

Mit Blick auf die einnahmeseitige Entwicklung der Sozialversicherungssysteme betrachteten mehrere Studien die Entwicklung der Erwerbstätigkeit in Deutschland bis zum Jahr 2050. Fuchs (2009) untersucht den Einfluss der Bevölkerungsentwicklung auf das zukünftige Angebot an Arbeitskräften. Dieses wird den Berechnungen zufolge demografisch bedingt deutlich zurückgehen. Ein jährlicher Wanderungssaldo in Höhe von 200.000 Personen und eine Erhöhung der Erwerbsbeteiligung könnten diesen Rückgang zwar abmildern, aber keineswegs kompensieren oder umkehren. Ähnliche Ergebnisse liefert die Studie von Börsch-Supan und Wilke (2009). Zwar zeigt sich auch hier ein positiver Effekt höherer Zuwanderung, allerdings nur in Form eines schwächeren Rückgangs von Erwerbspersonen und Erwerbstätigen. Die grundsätzliche Abnahme beider Personengruppen kann demnach selbst durch eine hohe Zuwanderung nicht verhindert werden. Frühe Untersuchungen von Dinkel und Lebok (1993a, 1993b) kommen zum gleichen Ergebnis, machen darüber hinaus aber auch deutlich, dass nicht alleine der Umfang der Zuwanderung entscheidend ist für den Einfluss auf die Bevölkerungsentwicklung, sondern ebenso die Alters- und Geschlechtsstruktur der Zuwanderer.

Die Ergebnisse bisheriger Modellrechnungen verdeutlichen, dass mehr Zuwanderung und ein höheres Geburtenniveau die Folgen der demografischen Alterung zwar abmildern, aber nicht gänzlich kompensieren können. Die Auswirkungen der Zuwanderung sind dabei zum einen abhängig vom quantitativen Niveau der Migrations- und Fertilitätsparameter, zum anderen aber auch von strukturellen Faktoren wie dem Qualifikationsniveau und der erfolgreichen Integration von Zuwanderern und nachfolgenden Generationen in den Arbeitsmarkt.

Die Modellrechnungen des vorliegenden Beitrags stellen in mehrfacher Hinsicht eine sinnvolle Ergänzung der bestehenden Studien dar. Zunächst wird ein Zeitraum betrachtet, der über die bislang verwendeten Projektionshorizonte hinausgeht. Die meisten Studien erstrecken sich bis zum Jahr 2050 oder 2060 und damit lediglich bis zu einem Zeitpunkt, an dem sich der Einfluss der geburtenstarken Jahrgänge noch nicht abschließend beurteilen lässt. Lediglich die Studie von Berkel et al. (2004) berücksichtigt einen Prognosehorizont bis 2100, analysiert jedoch speziell den Effekt einer steigenden Fertilität auf die Rentenversicherung. Der in diesem Beitrag betrachtete Zeitraum erstreckt sich bis zum Jahr 2080, sodass der Einfluss einer zunehmenden Alterung der geburtenstarken Jahrgänge vollständiger abgebildet werden kann. Zudem können die demografischen Kernkomponenten flexibler und über eine größere Spanne hinweg verändert werden, als dies beispielsweise bei den Bevölkerungsvorberechnungen des Statistischen Bundesamtes der Fall ist. Zwar werden auch von diesem mehrere Varianten mit abweichenden Annahmen berechnet (Statistisches

Bundesamt 2009), allerdings kann die Spannweite möglicher Veränderungen nur eingeschränkt verändert werden: Im Bereich der Fertilität bietet die aktuelle Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes neben der Basisvariante (1,4 Kinder je Frau) drei weitere Varianten an (1,2, 1,6 und 2,1 Kinder je Frau). Im Bereich der Migration wird das Basisszenario (Wanderungssaldo von 100.000 Personen pro Jahr) durch zwei zusätzliche Varianten (Wanderungssaldo von 0 und von 200.000 Personen pro Jahr) ergänzt. Weitere Varianten werden jedoch nicht berechnet. Zwar verändern auch andere Studien (bspw. Bomsdorf et al. 2010; Börsch-Supan 2002 und 1999) die Fertilitäts- und Migrationsparameter über eine größere Spannweite hinweg, jedoch wird in diesen Studien zumeist ein Projektionshorizont verwendet, der für die Betrachtung des Alterungsprozesses der geburtenstarken Jahrgänge unzureichend ist (bis 2050). Zudem fokussieren diese Studien auf die Rentenversicherung und den Arbeitsmarkt. Die in diesem Beitrag vorgenommenen Modellrechnungen basieren auf aktuelleren Daten zum Bevölkerungsstand und der Entwicklung der drei demografischen Kernkomponenten (jeweils 2011). Von den zitierten Studien verwenden Holthausen et al. (2012) eine Datenbasis von 2008 und Fuchs (2009) sowie Börsch-Supan und Wilke (2009) eine Datenbasis von 2005. Alle anderen Studien greifen auf ältere Daten zurück (\leq Jahr 2000).

3. Methodik

3.1 Kohorten-Komponenten-Methode

Die Methodik der Kohorten-Komponenten-Methode sieht vor, dass zunächst die nach Einzelaltersjahr und Geschlecht getrennten Geburtsjahrgänge einer Basisbevölkerung Jahr für Jahr anhand der jeweiligen Überlebenswahrscheinlichkeiten fortgeschrieben und um zu- und abgewanderte Personen angepasst werden. Abschließend wird jedes neue Intervall auf Basis der altersspezifischen Geburtenraten um jeweils einen weiteren Geburtsjahrgang ergänzt (Bretz 2000). Ausgangspunkt der Berechnung ist die nach Einzelaltersjahr und Geschlecht gegliederte Bevölkerung zum 31.12. des Basisjahres 2011. Das Jahr 2012 stellt demzufolge das erste Jahr der Projektion für den Bevölkerungsbestand dar. Der Projektionshorizont erstreckt sich bis zum Jahr 2080.

Die Projektion der demografischen Einflussgrößen (Geburten, Sterbefälle und Wanderungen) folgt jeweils einem deterministischen Ansatz. Dieses Vorgehen hat gegenüber stochastischen Ansätzen den Vorteil, dass die Determinanten der Bevölkerungsentwicklung für Sensitivitätsanalysen zugänglich sind, d. h. für eine Variation der Einflussgrößen in einem zuvor gewählten Intervall. Als Referenzgröße für die Sensitivitätsanalysen fungiert ein Basisszenario, das sich mit Blick auf die zukünftige Entwicklung an den in der jüngeren Vergangenheit beobachtbaren Geburtsverhältnissen und Wanderungsbewegungen orientiert. Eine ausführliche Beschreibung der Methodik im Hinblick auf die zugrunde gelegten funktionalen Zusammenhänge und Annahmen kann der Veröffentlichung von Bowles/Zuchandke (2012) entnommen werden. Im Folgenden werden daher nur die wesentlichen Annahmen dargestellt.

3.2 Geburten

Das Basisszenario im Bereich der Fertilität geht von einer im Zeitverlauf konstanten Geburtenrate von durchschnittlich 1,4 Kindern je Frau aus. Dieser Wert entspricht weitgehend der Geburtenrate der letzten Jahre. Im Zeitraum 2000-2011 lag die allgemeine Geburtenrate bei 1,36 Kindern je Frau, im Zeitraum 1990-2011 bei rund 1,34 Kindern je Frau und damit in einer Größenordnung, die die getroffene Annahme im Basisszenario stützt (Statistisches Bundesamt 2013a). Eine allgemeine Geburtenrate von annähernd 1,4 Kindern je Frau bildet darüber hinaus auch in vielen anderen Modellrechnungen die Basisannahme (u. a. Fehr et al. 2012; Bomsdorf et al. 2010; Statistisches Bundesamt 2009). Die altersspezifischen Geburtenraten werden im Zeitverlauf konstant gehalten und gleichermaßen auf die bereits in Deutschland lebenden und zugewanderten Frauen im reproduktiven Alter von 15-49 Jahren angewendet. Dieses Vorgehen ist vertretbar, da sich das Geburtenverhalten von deutschen und ausländischen Frauen im Zeitverlauf sukzessive annähert (Statistisches Bundesamt 2009). Für die Bestimmung des Geschlechtsverhältnisses werden empirische Daten zum Geschlecht der lebenden Neugeborenen seit der Wiedervereinigung verwendet und im Zeitverlauf konstant gehalten: Für den Zeitraum 1991 bis 2011 ergibt sich demnach ein Verhältnis von 51,3 Prozent männlichen zu 48,7 Prozent weiblichen Neugeborenen (Statistisches Bundesamt 2013b).

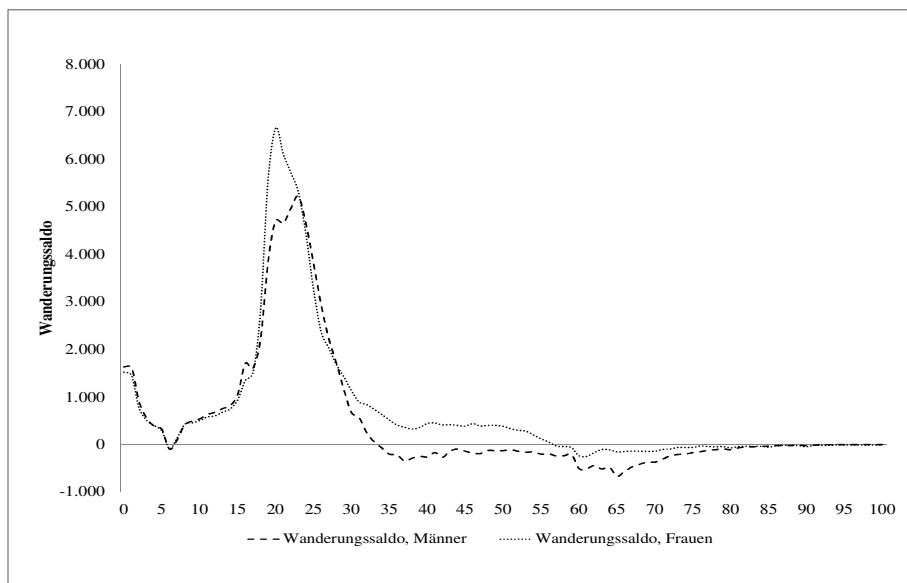
3.3 Sterbefälle

Für die Projektion der Sterbewahrscheinlichkeiten wird der Ansatz von Bomsdorf und Trimborn (1992) verwendet. Grundlage dieser Methodik ist die Annahme, dass die einjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten einem über die Zeit exponentiellen Verlauf folgen. Als Datengrundlage für das Basisszenario dienen alle abgekürzten Sterbetafeln sowie alle allgemeinen Sterbetafeln nach 1945 (Statistisches Bundesamt 2012). Auf diese Weise wird sichergestellt, dass die Sterblichkeitsentwicklung nicht ausschließlich auf einem langfristigen Trend beruht, sondern die jüngere Sterblichkeitsentwicklung ein höheres Gewicht erhält. Die Berücksichtigung der Sterbetafeln beschränkt sich dabei auf das frühere Bundesgebiet, um mögliche Strukturbrüche in den Daten zu vermeiden. Diese Vorgehensweise ist gerechtfertigt, da sich die Sterbewahrscheinlichkeiten in Ostdeutschland seit der Wiedervereinigung immer stärker dem westdeutschen Niveau angeglichen haben (Statistisches Bundesamt 2006; Riphahn/Zimmermann 2000). Mithilfe der geschätzten alters- und geschlechtsspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten ergibt sich für das Jahr 2060 (bzw. 2080) eine periodenbezogene Lebenserwartung bei Geburt in Höhe von 85,0 (bzw. 87,2) Jahren bei den Männern und 89,5 (bzw. 91,4) Jahren bei den Frauen (Basisszenario). Die Lebenserwartung im Jahr 2060 bewegt sich demnach auf einem ähnlichen Niveau wie die projizierte Lebenserwartung in Variante 1-W1 (mittlere Bevölkerung, Untergrenze) der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes (Statistisches Bundesamt 2009) – ein Szenario, das häufig als Basisvariante oder Referenzmodell in weiterführenden Modellrechnungen verwendet wird (Börsch-Supan/Wilke 2009; Dräther/Holl-Manoharan 2009; Sachverständigenrat 2009).

3.4 Wanderungen

Im Vergleich zur Entwicklung der Mortalität und Fertilität lassen sich im Bereich der Migration nur sehr schwer Trends aus den Vergangenheitsdaten ableiten (Babel 2007). Ursächlich ist die Vielzahl an Faktoren, die auf etwaige Wanderungsbewegungen Einfluss nehmen. Hierzu gehört neben dem Migrationspotenzial in den Herkunftsländern – beeinflusst durch die sozioökonomischen und politischen Rahmenbedingungen – ebenso die Migrationspolitik der Zielländer (Statistisches Bundesamt 2009). Im Basisszenario wird von einem jährlichen Wanderungssaldo in Höhe von 100.000 Personen und einer jährlichen Sockelwanderung von 600.000 Personen ausgegangen. Beide Parameter werden im Zeitverlauf konstant gehalten und entsprechen in etwa dem beobachteten Durchschnitt der Jahre 2000 bis 2011: Die durchschnittliche Höhe des Wanderungssaldos lag im genannten Zeitraum bei rund 114.000 Personen pro Jahr, die durchschnittliche Zahl an Fortzügen betrug rund 660.000 Personen pro Jahr (Statistisches Bundesamt 2013c). Für die Alters- und Geschlechtsstruktur der Zu- und Fortzüge wird auf die entsprechenden Durchschnittswerte des gleichen Zeitraums zurückgegriffen und ebenfalls eine zeitliche Konstanz angenommen (siehe Abbildung 1).

Abbildung 1: Alters- und Geschlechtsstruktur des Wanderungssaldos, Durchschnittswerte für den Zeitraum 2000-2011



Quelle: Statistisches Bundesamt 2013c; eigene Darstellung

3.5 Sensitivitätsanalysen

Ausgehend vom beschriebenen Basisszenario werden Sensitivitätsanalysen durchgeführt, um den langfristigen Einfluss der jeweiligen Komponenten auf die Abhängigkeitsquotienten untersuchen zu können. Die Fertilitätsrate wird ausgehend von der Basisannahme (1,4 Kinder je Frau) im Intervall von 1,0 bis 2,5 variiert. Die obere Intervallgrenze liegt dabei über dem Bestanderhaltungsniveau von 2,1 Kindern je Frau. Grund hierfür ist, dass nicht nur die Erhaltung der Bestandsbevölkerung, sondern auch ein darüber hinausgehendes Bevölkerungswachstum in den Prognosen berücksichtigt werden soll. Die Höhe der gewählten Intervallgrenzen basiert dabei auf einer zum Teil rückwärtsgerichteten Betrachtung der bisherigen Entwicklung. Im Bereich der Fertilität zeigen Vergangenheitsdaten, dass die durchschnittliche Geburtenrate in Westdeutschland im Zeitraum 1950-2011 bei durchschnittlich 1,7 Kindern je Frau lag und der höchste Wert mit rund 2,5 Kindern je Frau im Jahr 1964 erreicht wurde (Statistisches Bundesamt 2013d). Dieser Maximalwert wird als Obergrenze des Intervalls festgelegt. Die Untergrenze leitet sich aus der Fragestellung ab, wie sich die Abhängigkeitsquotienten entwickeln, wenn das Geburtenniveau soweit sinkt, dass jede Frau im Durchschnitt nur noch ein Kind zur Welt bringt. Die Anpassung der altersspezifischen Geburtenraten erfolgt dabei aus Gründen der Vereinfachung bis zum Jahr 2030 linear und bleibt anschließend konstant.

Der jährliche Wanderungssaldo wird ausgehend von der Basisannahme (100.000 Personen) im Intervall von -100.000 bis 300.000 Personen variiert. Die Anpassung des Wanderungssaldos erfolgt dabei schrittweise bis zum Jahr 2020 und wird im Anschluss konstant gehalten. Im Hinblick auf die Sockelwanderung zeigen die Daten von 1991-2011 (Statistisches Bundesamt 2013c), dass die Zahl der Fortzüge im Zeitverlauf wesentlich stabiler ist als die Zahl der Zuzüge. Aus diesem Grund wird vereinfachend angenommen, dass die Sockelwanderung in Höhe von 600.000 Personen pro Jahr über die Zeit konstant bleibt. Die obere Intervallgrenze wurde dabei mit Blick auf die sehr hohen Wanderungssalden in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung und das vergleichsweise hohe Saldo von rund 280.000 Personen im Jahr 2011 auf einen Wert von 300.000 festgelegt. Hierfür spricht auch die wirtschaftlich schwierige Lage in einigen europäischen Staaten, in deren Folge Wanderungsbewegungen nach Deutschland in Zukunft begünstigt werden dürften (Bertoli et al. 2013). Die Untergrenze orientiert sich am negativen Wanderungssaldo der Jahre 2008 (-55.743) und 2009 (-12.782). Diese Werte zeigen, dass auch negative Wanderungssalden in Zukunft möglich sein können. Zur Projektion der Abhängigkeitsquotienten bei einem ungünstigen Verlauf der Wanderungsbewegungen wird daher als Untergrenze ein Saldo von -100.000 angenommen.

4. Ergebnisse der Bevölkerungsprojektion

4.1 Ergebnisse des Basisszenarios

Den Ergebnissen der Bevölkerungsprojektion zufolge zeichnet sich die Bevölkerungsentwicklung in Deutschland durch zwei bestimmende Trends aus: Einen absoluten Rückgang im Bevölkerungsumfang sowie eine zunehmende Alterung der Bevölkerung. Im Basisszenario geht die Bevölkerungsgröße in Deutschland von 81,8 Millionen Menschen im Jahr 2011 auf 58,7 Millionen im Jahr 2080 zurück (siehe Tabelle 1). Ursächlich für den Rückgang der Bevölkerungsgröße trotz steigender Lebenserwartung ist die Annahme einer konstant niedrigen Fertilitätsrate. Die durchschnittliche Geburtenzahl von 1,4 Kindern je Frau reicht nicht aus, um die jeweils vorangegangene Generation vollständig zu ersetzen und den Bevölkerungsumfang zu stabilisieren.

Daneben kommt es zu deutlichen Verschiebungen in der Bevölkerungsstruktur: Während sich die Anzahl von Personen in den jüngeren und mittleren Bevölkerungsgruppen absolut und relativ zur Gesamtbevölkerung verringert, nimmt der Anteil von alten (65-84 Jahre) und hochaltrigen Menschen (85 Jahre und älter) an der Gesamtbevölkerung deutlich zu. Insbesondere für die Jahre 2020 bis 2030 ist eine starke Dynamik im strukturellen Umbau der deutschen Bevölkerung zu erkennen, da in diesem Zeitraum die geburtenstarken Jahrgänge der 1950er- und 1960er-Jahre verstärkt ins Rentenalter eintreten (siehe Tabelle 1).

Die Ergebnisse des Basisszenarios zeigen weiterhin, dass die Lebenserwartung in Deutschland weiter ansteigt: Die durchschnittliche periodenbezogene Lebenserwartung bei Geburt erhöht sich für Männer (bzw. Frauen) von 78,1 (bzw. 82,9) Jahren in 2011 auf 87,2 (bzw. 91,4) Jahre in 2080. Gleiches gilt für die fernere Lebenserwartung: Männer (bzw. Frauen) im Alter von 65 Jahren leben im Jahr 2080 durchschnittlich weitere 24,0 (bzw. 27,4) Jahre – und damit im Durchschnitt deutlich länger als noch im Jahr 2011 (siehe Tabelle 1). Die Annahme eines konstant niedrigen Geburtenniveaus von 1,4 Kindern je Frau ist – in Kombination mit dem projizierten Anstieg der Lebenserwartung – die Ursache für die skizzierte Alterung der Bevölkerung.

Die Betrachtung des Basisszenarios zeigt, dass sich der Altenquotient (bzw. Gesamtquotient) von 33,6 (bzw. 63,4) im Jahr 2011 auf 66,3 (bzw. 97,6) im Jahr 2060 sowie 68,1 (bzw. 98,9) im Jahr 2080 erhöht, während der Jugendquotient in einem Intervall zwischen 30,4 und 31,4 im Zeitverlauf relativ konstant bleibt. Mit Blick auf den Altenquotienten bedeutet dies: Während im Jahr 2011 ungefähr eine Person im Alter von 65 Jahren oder älter auf drei Personen im erwerbsfähigen Alter zwischen 20 und 64 Jahren entfällt, verändert sich dieses Verhältnis bis zum Jahr 2080 auf ungefähr 2:3. Der Gesamtquotient impliziert eine nochmals höhere Belastung der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter. Maßgeblich für den Alterungsprozess ist der Eintritt der geburtenstarken Jahrgänge ins Rentenalter ab dem Jahr 2020 – ein Effekt, der unabhängig von Veränderungen des Geburtenniveaus, der Sterblichkeitsverhältnisse und der Wanderungsbewegungen eintritt (siehe Tabelle 1).

Tabelle 1: Ergebnisse zur Entwicklung von Bevölkerungsstruktur und Lebenserwartung, 2011-2080, Basisszenario

	2011	2020	2030	2040	2050	2060	2070	2080
Bevölkerungsumfang (in Mio.)								
<i>Männer</i>	40,2	39,6	38,3	36,5	34,3	32,0	30,1	28,5
<i>Frauen</i>	41,6	41,0	39,8	38,3	36,3	33,9	31,9	30,2
<i>Insgesamt</i>	81,8	80,6	78,1	74,8	70,6	65,9	62,0	58,7
Altersstruktur (Männer, in %)								
<i>0-19 Jahre</i>	19,0	18,0	17,7	16,9	16,6	16,8	16,6	16,4
<i>20-64 Jahre</i>	63,0	61,2	55,9	53,5	53,2	52,2	52,0	51,8
<i>65-84 Jahre</i>	16,6	18,6	23,1	25,3	23,5	24,1	24,1	23,4
<i>85 Jahre und älter</i>	1,3	2,3	3,4	4,3	6,7	6,9	7,3	8,4
Altersstruktur (Frauen, in %)								
<i>0-19 Jahre</i>	17,5	16,5	16,1	15,3	14,8	15,0	14,9	14,7
<i>20-64 Jahre</i>	59,5	58,0	53,1	50,6	49,9	49,0	48,9	48,8
<i>65-84 Jahre</i>	19,6	21,3	25,3	27,4	25,4	25,7	25,7	24,8
<i>85 Jahre und älter</i>	3,4	4,2	5,5	6,7	9,9	10,2	10,5	11,7
Lebenserwartung (in Jahren)								
<i>Männer bei Geburt</i>	78,1	79,6	81,1	82,5	83,8	85,0	86,1	87,2
<i>Männer 65 Jahre</i>	17,7	18,6	19,6	20,5	21,4	22,3	23,2	24,0
<i>Frauen bei Geburt</i>	82,9	84,4	85,8	87,2	88,4	89,5	90,5	91,4
<i>Frauen 65 Jahre</i>	20,9	21,9	23,0	24,0	25,0	25,8	26,7	27,4
Abhängigkeitsquotienten								
<i>Jugendquotient (JQ)</i>	29,8	29,0	30,9	30,8	30,4	31,4	31,2	30,8
<i>Altenquotient (AQ)</i>	33,6	39,0	52,5	61,4	63,7	66,3	67,2	68,1
<i>Gesamtquotient (GQ)</i>	63,4	68,0	83,5	92,2	94,1	97,6	98,4	98,9

Quelle: Eigene Berechnungen

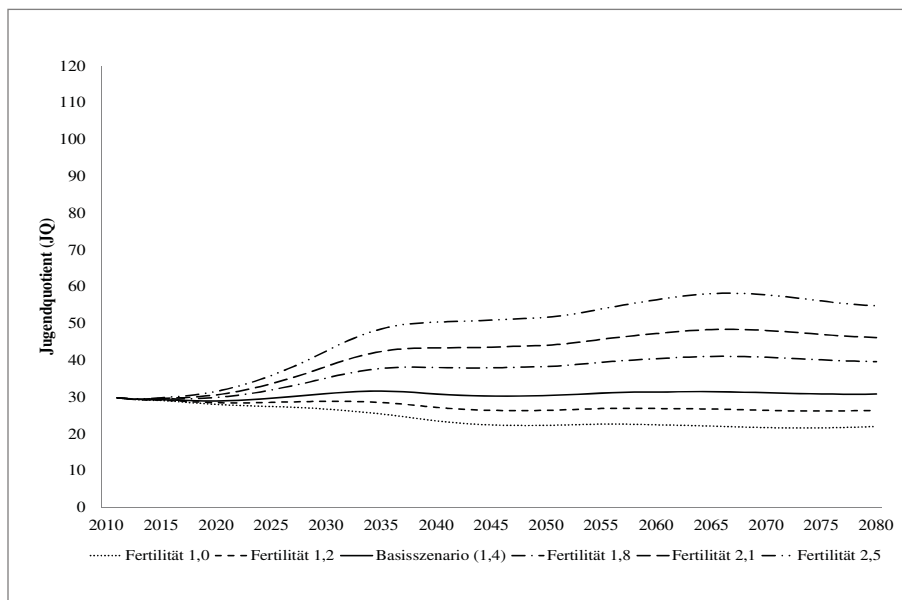
Das Wachstum des Altenquotienten schwächt sich ab 2040 deutlich ab, da die nachwachsenden Generationen zahlenmäßig weniger stark besetzt sind und die geburtenstarken Jahrgänge sukzessive versterben. Deshalb stabilisiert sich das Niveau des Gesamtquotienten ab dem Jahr 2060 bei einem Wert von circa 98. Der Jugendquotient hingegen bleibt trotz leichter Schwankungen über den gesamten Zeitraum relativ konstant. Ursächlich hierfür ist die Abnahme der Anzahl sowohl der 0-19-Jährigen als auch der 20-64-Jährigen.

4.2 Entwicklung der Abhängigkeitsquotienten bei Variation der Geburtenrate

Sensitivitätsanalysen im Bereich der Fertilität zeigen, dass sich der Jugendquotient bei einem Anstieg der allgemeinen Geburtenrate im Vergleich zum Basisszenario erhöht und bei einem Rückgang der Fertilität verringert. Diese Veränderung fällt umso größer aus, je stärker die Geburtenrate variiert wird (siehe Abbildung 2). Ursächlich hierfür sind Veränderungen des Umfangs der betroffenen Bevölkerungsgruppen im Vergleich zum Basisszenario. So führt eine Verringerung der Geburtenrate unmittelbar zu einer Abnahme der jungen Bevölkerung. Sobald diese Geburtsjahrgänge das erwerbsfähige Alter erreichen, verringert sich auch diese Bevölkerungsgruppe sukzes-

sive. Dies führt wiederum zu dem Effekt, dass die Anzahl der Frauen im gebärfähigen Alter abnimmt und die Anzahl der Geburten zusätzlich sinkt. Da die erwerbstätige Bevölkerung bei einer Verringerung der Geburtenrate erst ab dem Jahr 2040 spürbar zurückgeht, der Geburtenrückgang aber sofort einsetzt, kommt es insbesondere im Zeitraum zwischen 2020 und 2040 zu einer höheren Dynamik in der Abnahme des Jugendquotienten (siehe Abbildung 2). Einer noch stärkeren Dynamik wirkt allerdings der Eintritt der geburtenstarken Jahrgänge ins rentenfähige Alter im Zeitraum von 2020 bis 2030 entgegen – eine Entwicklung, die unabhängig von einer Variation der Geburtenrate ist. Dieser Effekt führt zu einer Verringerung der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter und somit zu einem höheren Jugendquotienten.

Abbildung 2: Entwicklung des Jugendquotienten in Abhängigkeit der Geburtenrate, 2011-2080, Referenz: Basisszenario

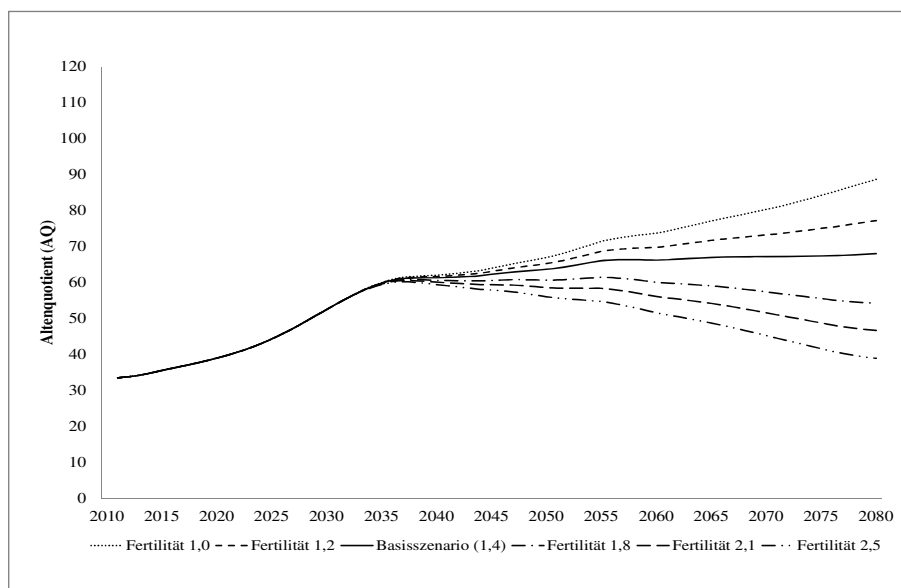


Quelle: Eigene Darstellung

Bei einer Zunahme der Geburtenrate laufen die Anpassungsprozesse in ähnlicher Weise ab: Eine im Vergleich zum Basisszenario steigende Geburtenrate führt zu einer Zunahme der jungen Bevölkerung und zeitversetzt zu einer Zunahme der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter. Hieraus resultiert eine höhere Anzahl an Frauen im gebärfähigen Alter und damit eine höhere Zahl an Geburten. Der positive Effekt auf den Jugendquotienten wird durch den zuvor beschriebenen Effekt des Renteneintritts der geburtenstarken Jahrgänge noch verstärkt, sodass es insbesondere im Zeitraum 2020 bis 2030 zu einem stärkeren Anstieg des Jugendquotienten kommt. Veränderungen im Jugendquotienten infolge einer Variation der Fertilität hängen damit

sowohl mit Änderungen des Umfangs der jungen Bevölkerung als auch der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter zusammen.

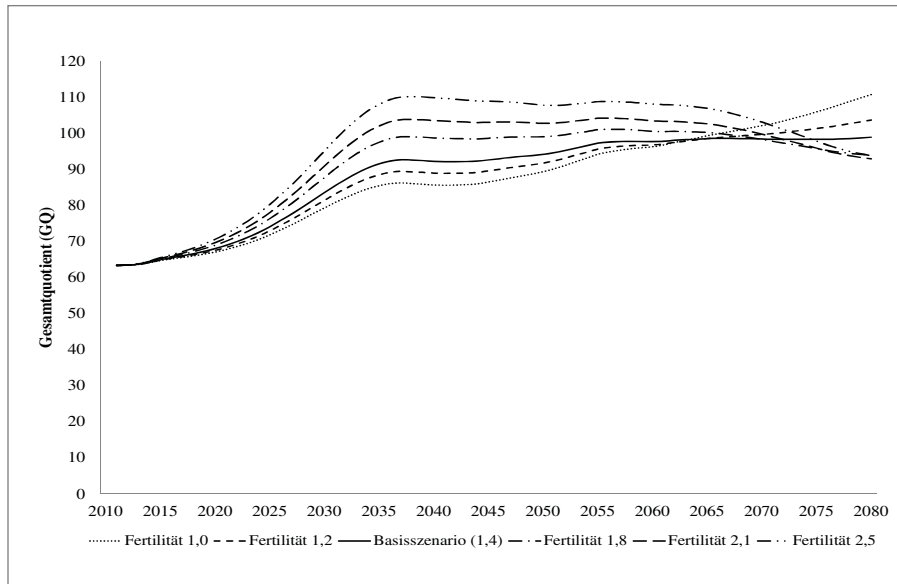
Abbildung 3: Entwicklung des Altenquotienten in Abhängigkeit der Geburtenrate, 2011-2080, Referenz: Basisszenario



Quelle: Eigene Darstellung

Sensitivitätsanalysen im Bereich des Altenquotienten zeigen, dass eine Abnahme (bzw. Zunahme) der Geburtenrate zu einem Anstieg (bzw. Rückgang) des Altenquotienten im Vergleich zum Basisszenario führt. Dies ist jedoch erst ab dem Jahr 2035 spürbar (siehe Abbildung 3). Erst ab diesem Zeitpunkt hat die Höhe der Geburtenrate einen Einfluss auf den Altenquotienten, da sich eine veränderte Geburtenrate zeitversetzt auf die Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter auswirkt. Eine im Vergleich zum Basisszenario geringere (bzw. höhere) Geburtenrate führt zeitversetzt zu einer Reduzierung (bzw. Erhöhung) der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter und demzufolge zu einer Erhöhung (bzw. Reduzierung) des Altenquotienten. Es zeigt sich, dass selbst bei einer starken Erhöhung der Geburtenrate auf 2,5 Kinder je Frau, welche oberhalb des Bestandserhaltungsniveaus von 2,1 Kindern je Frau liegt, der Altenquotient im Jahr 2080 ca. 16 % höher ausfällt als 2011. Dieser Anstieg tritt ein, auch wenn ab dem Jahr 2033 deutliche kompensatorische Effekte durch das höhere Geburtenniveau zu erkennen sind.

Abbildung 4: Entwicklung des Gesamtquotienten in Abhängigkeit der Geburtenrate, 2011-2080, Referenz: Basisszenario



Quelle: Eigene Darstellung

Die zahlenmäßige Entwicklung der älteren Bevölkerung bleibt von der Variation der Geburtenrate – zumindest im Projektionshorizont 2012 bis 2080 – nahezu unbeeinflusst. Dies ist nachvollziehbar, da die nachwachsenden Geburtsjahrgänge infolge veränderter Geburtenraten erst ab dem Jahr 2075 nach und nach in die Altersgruppe der über 64-Jährigen eintreten. Veränderungen im Altenquotienten infolge einer Variation der Fertilität sind demnach fast ausschließlich auf Änderungen im Umfang der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter zurückzuführen.

Die Betrachtung des Gesamtquotienten zeigt, dass sich einige der zuvor beschriebenen Effekte zum Teil gegenseitig aufheben (siehe Abbildung 4). Eine im Vergleich zum Basisszenario höhere Geburtenrate führt zunächst zu einem stärkeren Anstieg des Gesamtquotienten, da der im Vergleich zum Basisszenario auf einem höheren Niveau verlaufende Wert des Jugendquotienten den zeitversetzt sinkenden Wert des Altenquotienten (über-)kompensiert. Im Zeitverlauf kommt es dabei zu einer Stabilisierung des Gesamtquotienten. Im weiteren Verlauf führt der zeitversetzte Rückgang des Altenquotienten jedoch dazu, dass dieser Effekt den Einfluss des Jugendquotienten (über-)kompensiert. Im Resultat sinkt der Gesamtquotient bei einer Erhöhung der Fertilität langfristig unter das Niveau des Basisszenarios.

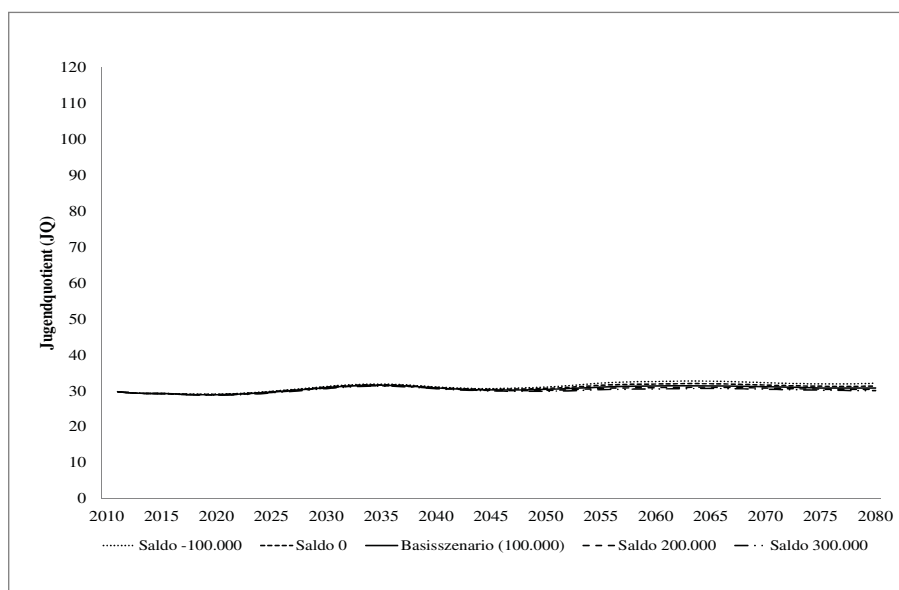
Eine im Vergleich zum Basisszenario geringere Geburtenrate führt zu einem entgegengesetzten Effekt: Der Gesamtquotient fällt zunächst niedriger aus als im Basisszenario, da der im Vergleich zum Basisszenario auf einem niedrigeren Niveau verlaufende Wert des Jugendquotienten den zeitversetzt stärker ansteigenden Wert

des Altenquotienten überlagert. Langfristig kehrt sich dieser Effekt jedoch um, und der Gesamtquotient übersteigt das Niveau des Basisszenarios.

4.3 Entwicklung der Abhängigkeitsquotienten bei Variation des Wanderungssaldos

Sensitivitätsanalysen im Bereich des Wanderungssaldos zeigen, dass im Vergleich zum Basisszenario der Jugendquotient nur marginal von den Wanderungsbewegungen beeinflusst wird (siehe Abbildung 5). Dieser geringe Effekt ergibt sich aus dem Umstand, dass Wanderungsbewegungen alle Altersgruppen betreffen. Kleine Änderungen im Jugendquotienten ergeben sich nur, weil das Niveau der Wanderungen je nach Altersgruppe variiert. So ist die Anzahl der Wanderungsbewegungen in der Gruppe der 20-64-Jährigen höher als in der Gruppe der unter 20-Jährigen. Daraus folgt: Je kleiner (bzw. größer) der Wanderungssaldo im Vergleich zum Basisszenario ist, desto höher (bzw. niedriger) fällt der Jugendquotient aus.

Abbildung 5: Entwicklung des Jugendquotienten in Abhängigkeit des Wanderungssaldos, 2011-2080, Referenz: Basisszenario

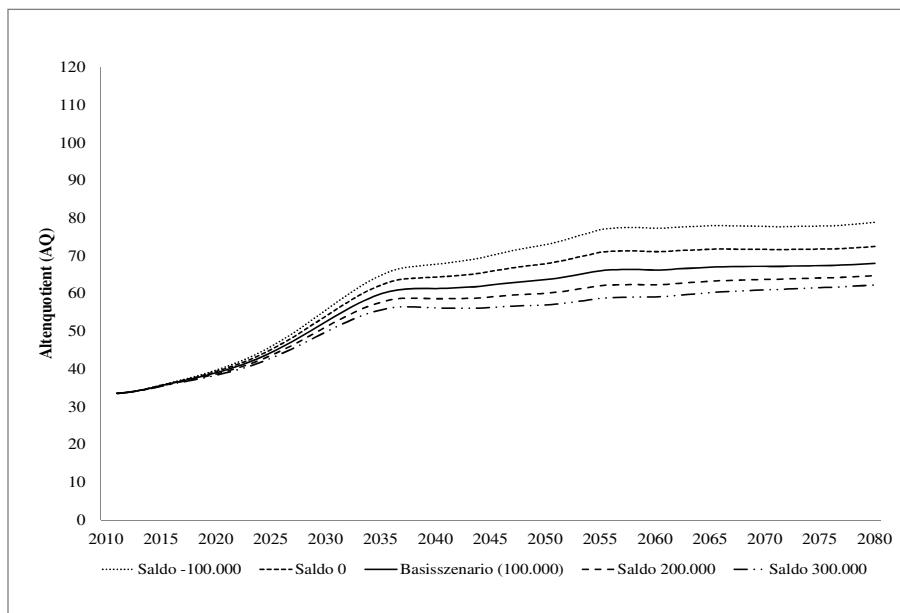


Quelle: Eigene Darstellung

Der Altenquotient nimmt im Vergleich zum Basisszenario ebenfalls zu, sobald der Wanderungssaldo reduziert wird (siehe Abbildung 6). Dabei reagiert der Altenquotient sensibler auf Variationen im Wanderungssaldo als der Jugendquotient. Wie im Fall des Jugendquotienten ist auch hier der stärkere Rückgang der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter im Vergleich zum Rückgang der älteren Bevölkerung für die Veränderung verantwortlich. Umgekehrt führt eine Zunahme des Wanderungssaldos im Vergleich zum Basisszenario dazu, dass der Altenquotient abnimmt. Diese

Effekte sind nachvollziehbar, da Wanderungsbewegungen insbesondere in den jungen und mittleren Altersgruppen zu einem positiven Saldo führen, während die älteren Bevölkerungsgruppen hiervon nur marginal und aufgrund von Wanderungsüberschüssen bei den Fortzügen in der Regel negativ betroffen sind (siehe Abbildung 1). Selbst bei einem dauerhaften Saldo von 300.000 Personen liegt der Altenquotient im Jahr 2080 – trotz der vorhandenen kompensatorischen Effekte – sehr deutlich über dem Niveau des Jahres 2011. Über den gesamten Projektionszeitraum ist dabei tendenziell ein positiver Anstieg des Altenquotienten erkennbar.

Abbildung 6: Entwicklung des Altenquotienten in Abhängigkeit des Wanderungssaldos, 2011-2080, Referenz: Basisszenario



Quelle: Eigene Darstellung

Da das Verhältnis der 0-19-Jährigen zu den 20-64-Jährigen im Zeitverlauf sehr stabil ist und sich bei einer Variation des Wanderungssaldos nur geringfügig verändert, ist der Verlauf von Alten- und Gesamtquotient sehr ähnlich. Daher wird an dieser Stelle auf die Darstellung des Gesamtquotienten verzichtet. Die Differenz zur Entwicklung des Basisszenarios ist minimal größer (bzw. kleiner), da – im Gegensatz zu den Sensitivitätsanalysen im Bereich der Fertilität – die Entwicklung von Jugend- und Altenquotient gleichgerichtet verläuft.

4.4 Vergleich der Effekte von Wanderungssaldo und Geburtenrate

Ein Vergleich der beiden Komponenten zeigt, dass der langfristige Einfluss des Wanderungssaldos auf den Altenquotienten nicht sehr stark ausgeprägt ist. So führt eine Zunahme der Nettozuwanderung auf 300.000 Personen pro Jahr zu einem Altenquotienten von 62,3 im Jahr 2080, während sich dieser im Basisszenario (Nettozuwanderung von 100.000 Personen) auf 68,1 beläuft. Im Vergleich dazu steigt der Altenquotient lediglich auf einen Wert von 60,5 im Jahr 2080 an, wenn sich die Geburtenrate bis zum Jahr 2030 von 1,4 auf 1,6 erhöht und im Zeitverlauf konstant bleibt. Somit hat selbst eine moderate Erhöhung der Fertilität langfristig einen stärkeren Einfluss auf den Altenquotienten (und damit auch auf das Verhältnis von Beitragszahlern zu Leistungsempfängern) als eine Stabilisierung der Nettozuwanderung auf einem hohen Niveau von 300.000 Personen.

Darüber hinaus zeigt sich, dass selbst wenn sich beide Faktoren auf das hier betrachtete Maximalniveau verbessern, der Altenquotient mit 38,3 Punkten im Jahr 2080 noch immer um circa 14 % höher ist als 2011. Das bedeutet zwar, dass langfristig eine spürbare Verbesserung im Verhältnis von potenziellen Beitragszahlern und Leistungsempfängern erkennbar ist, aber auch bei einer sehr positiven Entwicklung von Geburten und Wanderungen kann der bestehende Problemdruck – hervorgerufen durch den Alterungsprozess der geburtenstarken Jahrgänge – nicht vollständig kompensiert werden.

5. Diskussion

Die skizzierte Entwicklung der Abhängigkeitsquotienten im Basisszenario impliziert eine weitere Erhöhung des finanziellen Drucks auf das umlagefinanzierte System der sozialen Pflegeversicherung, d. h. einen Rückgang der beitragspflichtigen Einnahmen bei einem gleichzeitigen Anstieg der Ausgaben für Pflegeversicherungsleistungen. Dafür sind im Wesentlichen zwei Gründe ausschlaggebend. Auf der einen Seite führt die sinkende Zahl an Personen im erwerbsfähigen Alter zu einem Rückgang der durchschnittlichen Beitragsbemessungsgrundlage (Rothgang/Staber 2009). Dadurch kommt es zu einer Reduzierung der Einnahmehasis, weil die Renteneinkommen als Bemessungsgrundlage in der Regel deutlich geringer ausfallen als die Einkommen aus sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung (Jacobs/Dräther 2005). Auf der anderen Seite beeinflusst die steigende Zahl von Personen im höheren Alter (65 Jahre und älter) die Ausgabenseite der SPV. Ursächlich hierfür ist die ausgeprägte Altersabhängigkeit der Pflegebedürftigkeit.

Die Ergebnisse zeigen weiterhin, dass der bereits in der aktuellen Bevölkerungsstruktur angelegte Alterungsprozess der geburtenstarken Jahrgänge kurz- und mittelfristig nicht vollständig durch ein verbessertes Fertilitäts- und Migrationsniveau kompensiert werden kann – selbst dann nicht, wenn beide Parameter substantielle Niveauveränderungen aufweisen. Eine Veränderung der Fertilität führt dabei kurz-, mittel- und langfristig zu unterschiedlichen Effekten. Eine Erhöhung (bzw. Senkung) der Fertilität führt langfristig – d. h. erst nach 2035 – zwar zu einer Reduzierung (bzw. Erhöhung) des Altenquotienten und damit tendenziell zu positiven (bzw. negativen) finanziellen Effekten in der SPV. Allerdings bedingt eine höhere (bzw. niedri-

gere) Fertilität ebenfalls eine kurz- bis mittelfristige Erhöhung (bzw. Senkung) des Jugendquotienten, was im Bereich der SPV zu negativen (bzw. positiven) Effekten auf die Ausgaben führen kann (siehe Abbildungen 2 und 3). Dies impliziert, dass bei Erhöhung der Fertilität der finanzielle Druck auf die SPV zunächst steigen kann: Unter der Annahme von konstanten Pflegequoten führen stärker besetzte Geburtsjahrgänge zu einer steigenden Zahl an pflegebedürftigen Kindern und Jugendlichen – und damit zu höheren Pflegeausgaben auf der Ebene der SPV, denen jedoch temporär keine erhöhten Einnahmen durch einen Anstieg der Personen im erwerbsfähigen Alter gegenüberstehen. Die ausgabenseitige Belastung dürfte jedoch allenfalls moderat ausfallen, da die Pflegequoten bis zum Alter von 55 Jahren jeweils deutlich unter einem Prozent liegen. Dementsprechend würde eine Familienpolitik, welche auf höhere Fertilitätsraten zielt, zunächst zu leichten negativen finanziellen Effekten im Bereich der SPV führen. Erst nach 2065 kehrt sich das Verhältnis um, und den potenziellen Nettoleistungsempfängern stehen tendenziell mehr potenzielle Nettobeitragszahler als im Basisszenario gegenüber (siehe Abbildung 4).

Eine Erhöhung des Wanderungsniveaus führt ebenfalls zu einer gewissen Entlastung der SPV, wirkt dem allgemeinen Problemdruck aber ebenso nur partiell entgegen. Diese Ergebnisse decken sich mit den Modellrechnungen von Börsch-Supan (2002), der dem Effekt der Zuwanderung auf die Stabilität der Rentenversicherung lediglich eine untergeordnete Rolle zuspricht. Zu berücksichtigen ist aber, dass die Effekte eines veränderten Migrationsniveaus unmittelbar wirken, während eine Veränderung der Fertilität den Altenquotienten erst mit einer Zeitverzögerung von ca. 20 Jahren beeinflusst. Die kurz- und mittelfristigen Effekte einer veränderten Zuwanderung sind dabei insbesondere mit Blick auf die zunehmende Alterung der geburtenstarken Jahrgänge innerhalb der nächsten ca. 30 Jahre relevant. Sollte es gelingen, den Wanderungssaldo auf dem aktuell hohen Niveau von 300.000 zu halten, würde sich der finanzielle Druck auf die SPV durchaus reduzieren. Negative Wanderungssalden wie in den Jahren 2008 und 2009 können den finanziellen Druck auf die SPV allerdings auch erhöhen. Für das Ausmaß der fiskalischen Effekte ist jedoch nicht alleine der quantitative Umfang an potenziellen Beitragszahlern entscheidend, sondern ebenso das Qualifikationsniveau und die erfolgreiche Integration von Zuwanderern in den Arbeitsmarkt (Rowthorn 2008; Bonin 2002).

Auf der Ausgabenseite beeinflussen veränderte demografische Rahmenbedingungen die SPV, da zugewanderte Personen und nachfolgende Generationen ebenfalls potenzielle Leistungsempfänger darstellen. Demzufolge ergeben sich Leistungsansprüche für zugewanderte Personen in spürbarem Ausmaß bereits mittelfristig, für die nachfolgenden Geburtsjahrgänge hingegen erst sehr langfristig.

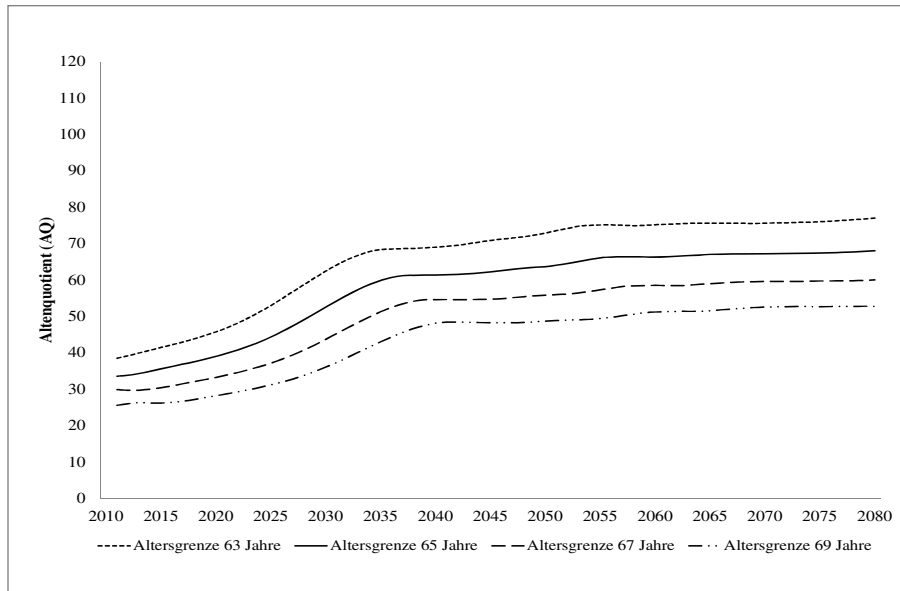
Zuwanderung könnte sich darüber hinaus positiv auf das Angebot an Pflegefachkräften auswirken. Bereits heute wird ein Mangel an Pflegefachkräften konstatiert (siehe Beitrag von Hämel/Schaeffer in diesem Heft), der sich im Zuge einer steigenden Zahl an Pflegebedürftigen und einer sinkenden Zahl an potenziellen Erwerbspersonen als Folge des Alterungsprozesses der geburtenstarken Jahrgänge noch verschärfen wird (Afentakis/Maier 2010). Darüber hinaus ist davon auszugehen, dass in Zukunft verstärkt auf professionelle Pflegeleistungen zurückgegriffen wird. Ursächlich hierfür ist die Abnahme des informellen Pflegepotenzials – zum einen rein demografisch bedingt (abnehmendes Potenzial an Pflegepersonen), zum anderen aus sozial-

strukturellen Gründen (Abnahme der Pflegebereitschaft, steigende Erwerbstätigkeit von Frauen, höhere berufliche Mobilität) (Rothgang et al. 2012; Pohl 2010; Hackmann/Moog 2010). Arbeitsmigration kann somit dazu beitragen, den entstehenden Fachkräftemangel in der Pflege zumindest partiell und temporär – wenn auch nicht vollständig und langfristig – abzumildern (Afentakis/Maier 2013; Braeseke 2013).

Allerdings gilt der Pflegeberuf – insbesondere in der Altenpflege – als vergleichsweise unattraktiv. Angesichts der zukünftigen Arbeitsmarktentwicklung erscheint eine finanzielle Aufwertung des Berufes deshalb notwendig und auch sehr wahrscheinlich (Nowossadeck 2013; Rothgang 2011). Sowohl eine höhere Personalintensität als auch eine (vorausgehende) finanzielle Aufwertung können jedoch zu Ausgabensteigerungen in der SPV führen. Da der ergänzende Charakter der Leistungen der SPV nur eine teilweise Refinanzierung der Personalkosten für die Pflege erlaubt, besteht die Gefahr einer nochmals höheren Eigenbeteiligung der Betroffenen und ihrer Angehörigen. Eine Anpassung der Leistungshöhen könnte dies verhindern, würde gleichzeitig aber auch die Ausgabenseite der SPV belasten und Beitragssatzsteigerungen nach sich ziehen (Augurzky et al. 2009). Der theoretischen Möglichkeit, das Angebot an Pflegefachkräften durch ein Mehr an Zuwanderung sowie höhere (finanzielle) Attraktivität zu steigern, stehen somit die finanziellen Folgen einer erfolgreichen Arbeitsmarktintegration potenzieller Pflegekräfte und der finanziellen Aufwertung des Berufsbildes entgegen.

Neben den hier diskutierten Effekten veränderter demografischer Rahmenbedingungen versucht der Gesetzgeber vor allem durch eine Erhöhung der Erwerbsbeteiligung und eine Verlängerung der Lebensarbeitszeit den finanziellen Problemdruck der Sozialversicherungssysteme abzumildern. Kompensatorische Effekte wirken dabei über den Arbeitsmarkt und damit auf der Einnahmeseite der SPV. So gilt eine Erhöhung des Arbeitskräfteangebots als Möglichkeit, die Sozialversicherungssysteme finanziell zu stabilisieren (Börsch-Supan/Wilke 2009). Dabei wird argumentiert, dass vor allem die Erwerbsquoten der Frauen und der älteren Bevölkerung (60 Jahre und älter) Verbesserungspotenzial aufweisen (Ehing/Moog 2012). Die Berufstätigkeit von Älteren ist besonders durch das im Jahr 2007 beschlossene RV-Altersgrenzenanpassungsgesetz, d. h. durch die Anhebung des gesetzlichen Rentenalters auf 67 Jahre, sowie durch die aktuelle Diskussion einer weiteren Anhebung des gesetzlichen Rentenalters auf 69 Jahre in den Fokus gerückt (Ehrentraut/Heidler 2008). Die mit dieser Anpassung potenziell verbundenen längeren Lebensarbeitszeiten haben einen direkten Einfluss auf das Verhältnis von Leistungsempfängern und Beitragszahlern in der gesetzlichen Rentenversicherung. In Abbildung 7 ist erkennbar, dass eine Altersgrenze von 67 Jahren (bzw. 69 Jahren) einen Altenquotienten zur Folge hat, der um circa 10-15 % (bzw. 22-30 %) Prozent niedriger ausfällt als unter Beibehaltung der gegenwärtigen Altersgrenze. Diese Entwicklung hätte auch einen positiven Effekt auf die Einnahmen der SPV, wengleich die Stärke des Effekts zumindest teilweise von einer erfolgreichen Erhöhung der Erwerbsquoten im Altersbereich 60-67 Jahre abhängig ist.

Abbildung 7: Entwicklung des Altenquotienten in Abhängigkeit des Renteneintrittsalters, 2011-2080, Referenz: Basisszenario



Quelle: Eigene Darstellung

Der skizzierte Ansatz, das (vorhandene oder zugewanderte) Arbeitskräfteangebot stärker in den Arbeitsmarkt zu integrieren, kann jedoch mit Blick auf die verbreitete pflegerische Versorgung durch informelle Arrangements auch eine kontraproduktive Wirkung entfalten. Ein wesentliches Charakteristikum der SPV ist die starke Ausrichtung am Prinzip der Subsidiarität – es gilt der Vorrang der häuslichen Pflege und der explizite Rückgriff auf die Pflegebereitschaft von Angehörigen und Nachbarn (§ 3 SGB XI). Ein Blick in die amtliche Statistik zeigt, dass ein Großteil der Pflegebedürftigen ausschließlich oder zumindest teilweise in informellen Pflegearrangements versorgt wird (Statistisches Bundesamt 2013e). In dem Maße, in dem versucht wird, die Erwerbstätigkeit der Bevölkerung zu erhöhen, ergeben sich durch zusätzliche Beitragszahlungen zwar positive Effekte auf der Einnahmeseite der SPV, gleichzeitig würde das (ohnehin schrumpfende) Potenzial für informelle Pflege aber noch weiter zurückgehen. Die entstehende bzw. größer werdende Lücke müsste durch professionelle Anbieter von Pflegeleistungen kompensiert werden, was entsprechende fiskalische Konsequenzen für die SPV hätte (Häcker/Raffelhüschen 2007). Zudem besteht die Gefahr, dass ein höheres Angebot an professionellen Pflegekräften die Bereitschaft zur informellen Pflege zusätzlich untergräbt, d. h. informelle Pflege durch professionelle Pflege substituiert wird (Pohl 2010). Beide Effekte würden zu zusätzlichen Ausgabensteigerungen in der SPV führen.

Somit kommt es zu einem Zielkonflikt: Maßnahmen, die eigentlich zu einer besseren Finanzentwicklung der SPV beitragen sollen, könnten sich negativ auf ihre

Ausgabenseite auswirken und damit zu einem Nullsummenspiel führen. Diese Art der Interdependenz von Einnahmen- und Ausgabenseite findet sich weder im Bereich der Krankenversicherung noch im Bereich der Rentenversicherung. Geschuldet ist dieser Zielkonflikt dem starken Einbezug von Angehörigen und nahestehenden Personen in die (informelle) pflegerische Versorgung. Solange es nicht gelingt, die pflegerische und berufliche Tätigkeit von informellen Pflegepersonen besser miteinander zu vereinbaren, wird es im Bereich der SPV – wie auch der pflegerischen Versorgung insgesamt (Lilly et al. 2007) – zu einnahmen- und ausgabenseitigen Zielkonflikten kommen. In diesem Zweig der Sozialversicherung wirken sich die skizzierten Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt infolge veränderter demografischer Rahmenbedingungen und/oder gesetzgeberischer Eingriffe damit vielschichtiger aus als in den anderen Teilbereichen der sozialen Sicherung. Die Wirkmechanismen sind somit weniger eindeutig und häufig verbunden mit Rückkopplungen auf die Ausgaben.

Die Interpretation der Ergebnisse des Beitrags stößt allerdings auch auf Einschränkungen. Diese betreffen zum einen die begrenzte Aussagekraft der verwendeten Abhängigkeitsquotienten und zum anderen die generelle Unsicherheit über den tatsächlichen Verlauf der Bevölkerungsentwicklung. Mit Blick auf die Abhängigkeitsquotienten muss beachtet werden, dass die vielfältigen sozialen und ökonomischen Verflechtungen zwischen den Generationen nur bedingt an bestimmte Altersgrenzen gebunden sind (Schmähl 2002). Beispielsweise ist ein Teil der Bevölkerung zwischen 15 und 19 Jahren bereits erwerbstätig und zahlt somit Beiträge in die verschiedenen Sozialversicherungssysteme ein. Ebenso unberücksichtigt bleiben verlängerte Ausbildungszeiten von Kindern, Jugendlichen und jungen Erwachsenen, die den zuvor beschriebenen Effekt wieder aufheben, indem Beitragszahlungen zeitlich verzögert, d. h. zum Teil erst deutlich nach Erreichen des erwerbsfähigen Alters, anfallen. Einschränkungen ergeben sich auch in den höheren Altersgruppen: So lag im Jahr 2011 das durchschnittliche Renteneintrittsalter für Männer (bzw. Frauen) bei 63,8 (bzw. 63,2) Jahren (Deutsche Rentenversicherung Bund 2012) und damit circa 1-2 Jahre unter der implizit angenommenen Altersgrenze von 65 Jahren. Ungleichgewichte im Verhältnis von Beitragszahlern und Leistungsbeziehern lassen sich anhand dieser Indikatoren deshalb nur grundlegend abbilden.

Mit Blick auf die generelle Unsicherheit über den tatsächlichen Verlauf der Bevölkerungsentwicklung in Deutschland kann der gewählte deterministische Ansatz diese nur teilweise abbilden (Bohk 2011). Zudem ist es mittels eines deterministischen Ansatzes nicht möglich, die Unsicherheit über die tatsächliche Bevölkerungsentwicklung zu quantifizieren. Für die Berechnung von Eintrittswahrscheinlichkeiten verschiedener Entwicklungsszenarien ist vielmehr eine probabilistische Bevölkerungsprojektion notwendig (Babel 2007). Die Frage, ob die gewählten Annahmen und die erzielten Ergebnisse realistische Größenordnungen darstellen, kann deshalb allenfalls hypothetisch beantwortet werden.

6. Schlussfolgerung

Die Ergebnisse des Beitrags deuten – trotz der beschriebenen Einschränkungen – darauf hin, dass die Finanzierbarkeit der umlagefinanzierten Sozialversicherungssysteme im Allgemeinen und der SPV im Speziellen in Zukunft vor großen Problemen steht. Zu diesen wird es auch dann kommen, wenn sich das Geburtenniveau und die Wanderungsbewegungen (allgemein oder durch Maßnahmen der Familien- und Migrationspolitik) positiv entwickeln sollten. Politische Maßnahmen, die zu einer höheren Geburtenrate oder zu mehr Zuwanderung führen, können zwar mittel- und langfristig den finanziellen Problemdruck durchaus abmildern, jedoch sind sie – auch in nach heutigen Maßstäben unrealistischen Größenordnungen – nur bedingt dazu geeignet, die finanzielle Stabilität der SPV in Deutschland wiederherzustellen und nachhaltig zu sichern. Aus diesem Grund besitzen strukturelle Reformen der umlagefinanzierten SPV nach wie vor eine hohe Priorität, insbesondere da das dringlichste Problem – die zunehmende Alterung der geburtenstarken Jahrgänge – im Kern ungelöst ist. Die speziellen Organisationsprinzipien der SPV bewirken zudem, dass das Ausmaß an Wechselwirkungen zwischen Einnahmen- und Ausgabenseite stärker ausgeprägt ist als in anderen Sozialversicherungszweigen und somit die Effekte veränderter demografischer Rahmenbedingungen und gesetzgeberischer Maßnahmen nicht immer eindeutig sind.

Literaturverzeichnis

- Afentakis, Anja; Maier, Tobias (2010): „Projektionen des Personalbedarfs und -angebots in Pflegeberufen bis 2025“, *Wirtschaft und Statistik* (ohne Jahrgang): 990-1002.
- Afentakis, Anja; Maier, Tobias (2013): „Sind Pflegekräfte aus dem Ausland ein Lösungsansatz, um den wachsenden Pflegebedarf decken zu können? Analysen zur Arbeitsmigration in Pflegeberufen im Jahr 2010“, *Bundesgesundheitsblatt-Gesundheitsforschung-Gesundheitsschutz* 56: 1072-1080.
- Augurzky, Boris; Krolop, Sebastian; Mennicken, Roman; Reichert, Arndt; Schmidt, Hartmut; Schmitz, Hendrik; Terkatz, Stefan (2009): *Pflegeheim Rating Report 2009*. Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, RWI Materialien Heft 54.
- Babel, Bernhard (2007): *Bevölkerungsvorausrechnungen unter besonderer Berücksichtigung von Unsicherheiten. Deterministische und stochastische Modelle für Fertilität, Migration und Mortalität sowie Modellrechnungen zur Bevölkerungsentwicklung in Deutschland*. Köln: Josef Eul Verlag.
- Berkel, Barbara; Börsch-Supan, Axel; Ludwig, Alexander; Winter, Joachim (2004): „Sind die Probleme der Bevölkerungsalterung durch eine höhere Geburtenrate lösbar?“, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 5: 71-90.
- Berthold, Norbert; Fehn, Rainer (2002): „Familienpolitik: Ordnungspolitische Leitplanken im dichten Nebel des Verteilungskampfes“, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 71: 26-42.
- Bertoli, Simone; Brücker, Herbert; Moraga, Jesús Fernández-Huertas (2013): *The European Crisis and Migration to Germany: Expectations and the Diversion of Migration Flows*. IZA Discussion Paper 7170, Bonn.
- Bohk, Christina (2011): *Entwicklung, Implementierung und beispielhafte Anwendung eines neuartigen probabilistischen Bevölkerungsprognosemodells*. Dissertation, Rostock.

- Bomsdorf, Eckart; Trimborn, Michael (1992): „Sterbetafel 2000. Modellrechnungen der Sterbetafel“, *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 8: 457-485.
- Bomsdorf, Eckart; Babel, Bernhard; Kahlenberg, Jens (2010): „Care need projections for Germany until 2050“, in: Gabriele Doblhammer; Rembrandt Scholz (Hg.): *Ageing, Care Need and Quality of Life. The Perspective of Care Givers and People in Need of Care*. Wiesbaden: VS Verlag, 29-41.
- Bonin, Holger (2002): „Eine fiskalische Gesamtbilanz der Zuwanderung nach Deutschland“, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 71: 215-229.
- Börsch-Supan, Axel (1999): „Demographie, Entwicklung und Stabilität der Sozialversicherung in Deutschland“, *Allgemeines Statistisches Archiv* 83: 27-44.
- Börsch-Supan, Axel (2002): „Mehr Zuwanderung? Zur Rolle des Auslands bei der Stabilisierung der Gesetzlichen Rentenversicherung in Deutschland“, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 71: 187-198.
- Börsch-Supan, Axel; Wilke, Christina Benita (2009): „Zur mittel- und langfristigen Entwicklung der Erwerbstätigkeit in Deutschland“, *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung* 42: 29-48.
- Bowles, David; Zuchandke, Andy (2012): Entwicklung eines Modells zur Bevölkerungsprojektion – Modellrechnungen zur Bevölkerungsentwicklung bis 2060. Leibniz-Universität Hannover, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Diskussionspapier Nr. 499, Dezember 2012.
- Braeseke, Grit; Merda, Meiko; Bauer, Thomas K.; Otten, Sebastian; Stroka, Magdalena A.; Talmann, Anna E. (2013): „Migration. Chancen für die Gewinnung von Fachkräften in der Pflegewirtschaft“, *Bundesgesundheitsblatt-Gesundheitsforschung-Gesundheitschutz* 56: 1119-1126.
- Bretz, Manfred (2000): „Methoden der Bevölkerungsvorausberechnung“, in: Ulrich Mueller; Bernhard Nauck; Andreas Diekmann (Hg.): *Handbuch der Demographie*. Berlin u. a.: Springer, 643-681.
- Deutsche Rentenversicherung Bund (2012): Rentenversicherung in Zahlen 2012. Berlin.
- Dinkel, Reiner; Lebok, Uwe (1993a): „Die langfristige Entwicklung des Erwerbspersonenpotentials bei alternativen Annahmen über die (Netto)Zuwanderung nach Deutschland“, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 26: 495-506.
- Dinkel, Reiner; Lebok, Uwe (1993b): „Könnten durch Zuwanderung die Alterung der Bevölkerung und die daraus resultierenden Zusatzlasten der Sozialen Sicherung aufgehalten werden?“, *Deutsche Rentenversicherung* 48: 388-400.
- Dräther, Hendrik; Holl-Manoharan, Nauka (2009): „Modellrechnungen zum zukünftigen Finanzierungsbedarf der sozialen Pflegeversicherung“, in: Hendrik Dräther; Klaus Jacobs; Heinz Rothgang (Hg.): *Fokus Pflegeversicherung. Nach der Reform ist vor der Reform*. Berlin: KomPart Verlagsgesellschaft, 15-40.
- Ehing, Daniel; Moog, Stefan (2012): Erwerbspersonen- und Arbeitsmarktvolumenprojektion bis ins Jahr 2060. Forschungszentrum Generationenverträge der Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, Diskussionsbeiträge No. 51, Juni 2012. Download unter: <http://www.fwi1.uni-freiburg.de/publikationen/303.pdf> (Zugriff am 24. November 2013).
- Ehrentraut, Oliver; Heidler, Matthias (2008): „Zur nachhaltigen Finanzierung der GRV. Der Beitrag der Altersgrenzenanhebung im Rentenreformprozess“, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 9: 424-445.
- Fasshauer, Stephan (2005): „Die Folgen des demographischen Wandels für die gesetzliche Rentenversicherung“, in: Jürgen Kerschbaumer; Wolfgang Schroeder (Hg.): *Sozialstaat und demographischer Wandel. Herausforderungen für Arbeitsmarkt und Sozialversicherung*. Wiesbaden: VS Verlag, 67-95.
- Fehr, Hans; Kallweit, Manuel; Kindermann, Fabian (2012): „Pension reform with variable retirement age. A simulation analysis for Germany“, *Journal of Pension Economics and Finance* 11: 389-417.

- Fuchs, Johann (2009): „Demografische Effekte auf das künftige Arbeitsangebot in Deutschland – eine Dekompositionsanalyse“, *Schmollers Jahrbuch – Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 129: 571-595.
- Häcker, Jasmin; Raffelhüschen, Bernd (2007): „Zukünftige Pflege ohne Familie: Konsequenzen des Heimsog-Effekts“, *Zeitschrift für Sozialreform* 53: 391-422.
- Hackmann, Tobias; Moog, Stefan (2010): „Pflege im Spannungsfeld von Angebot und Nachfrage“, *Zeitschrift für Sozialreform* 56: 113-137.
- Holthausen, Annette; Rausch, Johannes; Wilke, Christina (2012): MEA-PENSIM 2.0. Weiterentwicklung eines Rentensimulationsmodells, Konzeption und ausgewählte Anwendungen. Munich Center for the Economics of Aging, MEA Discussion Papers 254-2012.
- Jacobs, Klaus; Dräther, Hendrik (2005): „Die Folgen des demographischen Wandels für die gesetzliche Krankenversicherung“, in: Jürgen Kerschbaumer; Wolfgang Schroeder (Hg.): *Sozialstaat und demographischer Wandel. Herausforderungen für Arbeitsmarkt und Sozialversicherung*. Wiesbaden: VS Verlag, 97-118.
- Lilly, Meredith B.; Laporte, Audrey; Coyte, Peter C. (2007): „Labor market work and home care’s unpaid caregivers: a systematic review of labor force participation rates, predictors of labor market withdrawal, and hours of work“, *The Milbank Quarterly* 85: 641-690.
- Micheel, Frank (2005): „Die demographische Entwicklung in Deutschland und ihre Implikationen für Wirtschaft und Soziales“, in: Jürgen Kerschbaumer; Wolfgang Schroeder (Hg.): *Sozialstaat und demographischer Wandel. Herausforderungen für Arbeitsmarkt und Sozialversicherung*. Wiesbaden: VS Verlag, 43-65.
- Nowossadeck, Sonja (2013): „Demografischer Wandel, Pflegebedürftige und der künftige Bedarf an Pflegekräften. Eine Übersicht“, *Bundesgesundheitsblatt-Gesundheitsforschung-Gesundheitschutz* 56: 1040-1047.
- Pohl, Carsten (2010): „Der zukünftige Bedarf an Pflegearbeitskräften in Deutschland: Modellrechnungen für die Bundesländer bis zum Jahr 2020“, *Comparative Population Studies* 35: 357-378.
- Reher, David (2012): „Population and the economy during the demographic transition“, *Economic Affairs* 32: 10-16.
- Riphahn, Regina T.; Zimmermann, Klaus F. (2000): „The mortality crisis in East Germany“, in: Giovanni A. Cornia; Renato Panizza (Hg.): *The Mortality Crisis in Transitional Economies*. Oxford u. a.: Oxford University Press, 227-252.
- Rothgang, Heinz (2010): „Social insurance for long-term care: an evaluation of the German model“, *Social Policy & Administration* 44: 436-460.
- Rothgang, Heinz (2011): „Reform der Pflegeversicherung: Reformoptionen und Reformsackgassen“, *Wirtschaftsdienst* 91: 659-663.
- Rothgang, Heinz; Müller, Rolf; Unger, Rainer (2012): *Themenreport „Pflege 2030“. Was ist zu erwarten – was ist zu tun?* Gütersloh: Bertelsmann.
- Rothgang, Heinz; Staber, Janine (2009): „Ökonomische Implikationen des demographischen Wandels für die Gesundheitsversorgung in Deutschland“, in: Günter Renz; Georg Marckmann; Gesundheitsrat Südwest (Hg.): *Die medizinisch-pflegerische Versorgung älterer Menschen*. Bad Boll: akademie 24, 44-83.
- Rowthorn, Robert (2008): „The fiscal impact of immigration on the advanced economies“, *Oxford Review of Economic Policy* 24: 560-580.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der Entwicklung im Gesundheitswesen (2009): *Koordination und Integration – Gesundheitsversorgung in einer Gesellschaft des längeren Lebens*. Drucksache 16/13770. Bonn.

- Schmähl, Winfried (2002): „Leben die ‚Alten‘ auf Kosten der ‚Jungen‘? Anmerkungen zur Belastungsverteilung zwischen ‚Generationen‘ in einer alternden Bevölkerung aus ökonomischer Perspektive“, *Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie* 35: 304-314.
- Schmidt, Christoph M. (2002): „Sozialstaat und Migration – Empirische Evidenz und wirtschaftspolitische Implikationen für Deutschland“, *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 71: 173-186.
- Scholz, Rembrandt; Schröder, Carsten (2012): „Demographic Trends in Germany and their economic implications“, *Schmollers Jahrbuch – Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 132: 151-174.
- Statistisches Bundesamt (2006): Bevölkerung Deutschlands bis 2050. Ergebnisse der 11. Koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung. Wiesbaden. Download unter: www.destatis.de (Zugriff am 14. August 2013).
- Statistisches Bundesamt (2009): Bevölkerung Deutschlands bis 2060 – 12. Koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung. Wiesbaden. Download unter: www.destatis.de (Zugriff am 14. August 2013).
- Statistisches Bundesamt (2012): Periodensterbetafeln für Deutschland. Allgemeine Sterbetafeln, abgekürzte Sterbetafeln, Sterbetafeln (1871/1881 bis 2008/2010). Wiesbaden. Download unter: www.destatis.de (Zugriff am 14. August 2013).
- Statistisches Bundesamt (2013a): Altersspezifische Geburtenziffern (1990-2011) – Deutschland, Jahre. Wiesbaden. Daten auf Anfrage bereitgestellt.
- Statistisches Bundesamt (2013b): Statistik der Geburten in Deutschland. Lebendgeborene – Deutschland, Jahre, Geschlecht (1950-2011). Wiesbaden. Daten auf Anfrage bereitgestellt.
- Statistisches Bundesamt (2013c): Wanderungen zwischen Deutschland und dem Ausland nach Einzelaltersjahr und Geschlecht (1991-2011). Wiesbaden. Daten auf Anfrage bereitgestellt.
- Statistisches Bundesamt (2013d): Altersspezifische Geburtenziffern (1950-2011) – Westdeutschland. Wiesbaden. Daten auf Anfrage bereitgestellt.
- Statistisches Bundesamt (2013e): Pflegestatistik 2011: Pflege im Rahmen der Pflegeversicherung – Deutschlandergebnisse. Wiesbaden. Download unter: www.destatis.de (Zugriff am 14. August 2013).

Kontakt

Andy Zuchandke, Dipl.-Vw.
Leibniz Universität Hannover
Institut für Versicherungsbetriebslehre
Königsworther Platz 1
30167 Hannover
E-Mail: az@versicherungskompetenzzentrum.de

Andy Zuchandke, Jahrgang 1978, begann nach Abschluss seiner Berufsausbildung zum Bankkaufmann und einjähriger Berufstätigkeit im Jahr 2002 ein Studium der Volkswirtschaftslehre an der Otto-von-Guericke-Universität Magdeburg, welches er 2007 erfolgreich abschloss. Während des Studiums absolvierte er ein Auslandssemester an der *Södertörn Högskola*, Stockholm, Schweden. Seit Oktober 2008 ist er wissenschaftlicher Mitarbeiter am Kompetenzzentrum Versicherungswissenschaften und Doktorand am Institut für Versicherungsbetriebslehre der Leibniz Universität Hannover. Seine aktuellen Forschungsinteressen liegen im Bereich angewandte Ökonometrie, demografischer Wandel und Versicherungsnachfrage.

David Bowles, M. Sc.
Universität Bielefeld
Fakultät für Gesundheitswissenschaften, Gesundheitsökonomie und Gesundheitsmanagement
Universitätsstraße 25
33501 Bielefeld
E-Mail: david.bowles1@uni-bielefeld.de

David Bowles, Jahrgang 1981, studierte Gesundheitskommunikation und *Public Health* an der Universität Bielefeld. Seit Dezember 2009 ist er wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Gesundheitsökonomie und Gesundheitsmanagement der Fakultät für Gesundheitswissenschaften an der Universität Bielefeld. Zu seinen gegenwärtigen Forschungsschwerpunkten gehören die Erfassung und Analyse von gesundheitsbezogenen Ressourcenverbräuchen auf Grundlage von Primär- und Sekundärdaten sowie die Untersuchung der Auswirkungen der Bevölkerungsentwicklung auf die Sozialversicherungssysteme in Deutschland.

Prof. Dr. Wolfgang Greiner
Universität Bielefeld
Fakultät für Gesundheitswissenschaften, Gesundheitsökonomie und Gesundheitsmanagement
Universitätsstraße 25
33501 Bielefeld
E-Mail: wolfgang.greiner@uni-bielefeld.de

Wolfgang Greiner, Jahrgang 1965, studierte Wirtschaftswissenschaften an der Universität Hannover. Seit April 2005 ist er Inhaber des Lehrstuhls für Gesundheitsökonomie und Gesundheitsmanagement an der Universität Bielefeld. Seine wissenschaftlichen Schwerpunkte liegen im Bereich der Evaluation von Gesundheitsleistungen, der Lebensqualitätsforschung, des *Health Technology Assessments* sowie des *Disease Managements*. Er ist Mitglied in den wissenschaftlichen Beiräten der Techniker Krankenkasse und der DAK. Seit Mitte 2010 ist er zudem Mitglied des Sachverständigenrats zur Begutachtung der Entwicklung im Gesundheitswesen.

Prof. Dr. J.-Matthias Graf v. der Schulenburg
Leibniz Universität Hannover
Institut für Versicherungsbetriebslehre
Königsworther Platz 1
30167 Hannover
E-Mail: jms@ivbl.uni-hannover.de

J.-Matthias Graf von der Schulenburg, Jahrgang 1950, ist Ordinarius für Betriebswirtschaftslehre und Direktor des Instituts für Versicherungsbetriebslehre an der Leibniz Universität Hannover. Außerdem ist er Geschäftsführer des Kompetenzzentrums Versicherungswissenschaften und Sprecher des Center for Health Economics Research Hannover (CHERH). Er ist Gründungsvorsitzender der Deutschen Gesellschaft für Gesundheitsökonomie sowie Hauptherausgeber des *European Journal of Health Economics*, der *Health Economics Review* und der Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft. Seit 2001 ist er ordentliches Mitglied der Akademie der Wissenschaften und Literatur in Mainz und seit 2009 der Europäischen Akademie der Wissenschaften.

Modul 3

Entwicklung der Leistungsempfängerzahlen in der Gesetzlichen Pflegeversicherung – Zum Einfluss unterschiedlicher Morbiditätsannahmen auf die Entwicklung der sozialrechtlich anerkannten Pflegebedürftigkeit in Deutschland

David Bowles

Andy Zuchandke

Wolfgang Greiner

J.-Matthias Graf von der Schulenburg

Arbeitspapier

Wiedereinreichung in *Schmollers Jahrbuch*

Hinweis: Eine veränderte Version des Artikels erscheint demnächst in der Zeitschrift *Schmollers Jahrbuch*.

**Entwicklung der Leistungsempfängerzahlen in der Gesetzlichen Pflegeversicherung –
Zum Einfluss unterschiedlicher Morbiditätsannahmen auf die Entwicklung der
sozialrechtlich anerkannten Pflegebedürftigkeit in Deutschland**

David Bowles^{*}

Andy Zuchandke^{†‡}

Wolfgang Greiner^{*}

J.-Matthias Graf von der Schulenburg^{†‡}

Zusammenfassung

Die Bevölkerungsentwicklung in Deutschland wird zu einer zukünftig steigenden Zahl an Leistungsempfängern in der Gesetzlichen Pflegeversicherung führen. Während ein grundsätzlicher Anstieg unstrittig ist, besteht Unsicherheit über das genaue Ausmaß der Veränderung. Verschiedene Einflussfaktoren sind hier zu berücksichtigen, unter anderem die Entwicklung der Morbidität. Modellrechnungen auf Basis einer eigenen Bevölkerungsprojektion zeigen, dass sich die Zahl Pflegebedürftiger (i.S. SGB XI) unter der Annahme konstanter Pflegequoten bis 2080 nahezu verdoppeln wird; die in Pflegebedürftigkeit verbrachte Lebenszeit nimmt in diesem Szenario sowohl absolut als auch relativ zur Gesamtlebenszeit zu. Die Simulation einer relativen Kompression der Morbidität führt hingegen zu substantiell niedrigeren Leistungsempfängerzahlen, wobei ein Anstieg nicht generell vermieden werden kann. Je nach Morbiditätsszenario ergeben sich unterschiedliche Implikationen für die Finanzentwicklung der Pflegeversicherung und die Pflegeinfrastruktur. Das Ausmaß der Effekte hängt jedoch noch von weiteren Faktoren ab, bspw. von der Entwicklung des informellen Pflegepotenzials und der konkreten Ausgestaltung des Leistungsrechts.

JEL-Klassifikation: C63, I13, J11

^{*} Universität Bielefeld, Fakultät für Gesundheitswissenschaften, Gesundheitsökonomie und Gesundheitsmanagement, Universitätsstraße 25, 33501 Bielefeld.

[†] Leibniz Universität Hannover, Institut für Versicherungsbetriebslehre, Königsworther Platz 1, 30167 Hannover.

[‡] Kompetenzzentrum Versicherungswissenschaften GmbH, Otto-Brenner-Straße 1, 30159 Hannover.

Abstract

Demographic change in Germany will lead to a higher number of people in need of long-term care and, therefore, an increasing demand for Long-term Care Insurance (LTCI) services. While the general rise in beneficiaries is not controversial, there is a lot of uncertainty about the magnitude of change, which also depends on the development of morbidity patterns. Simulations show that the number of LTCI beneficiaries is likely to double through 2080 if age- and sex-specific prevalence rates are held constant; following this scenario, life expectancy spend in long-term care is going to rise in absolute as well as relative terms. Even in scenarios simulating a compression of need for long-term care a general increase in the number of beneficiaries is unavoidable. Beside the number of LTCI beneficiaries other factors like the number of informal caregivers or the adjustment of LTCI benefit levels also influence the financial development of LTCI.

JEL-Classification: C63, I13, J11

1. Einleitung

Mit Inkrafttreten des Gesetz zur sozialen Absicherung des Risikos der Pflegebedürftigkeit (Pflege-Versicherungsgesetz - PflegeVG) zum 01.01.1995 erfolgte nach einer über zwanzig Jahre währenden Diskussion eine eigenständige sozialrechtliche Absicherung des Risikos der Pflegebedürftigkeit (Haug / Rothgang, 1994). Die Entwicklungsperspektiven der Gesetzlichen Pflegeversicherung (GPV) werden dabei in erster Linie im Zusammenhang mit der Bevölkerungsentwicklung diskutiert. Dieser häufig auch als „demografischer Wandel“ bezeichnete Prozess wird sich langfristig in einer Abnahme sowie einer zunehmenden Alterung der deutschen Bevölkerung manifestieren (Bowles / Zuchandke 2012). Die Relevanz der Bevölkerungsentwicklung für die Pflegeversicherung ergibt sich aus der starken Altersabhängigkeit des Pflegerisikos: Pflegebedürftigkeit tritt zwar nicht ausschließlich, aber doch überwiegend im höheren Alter auf und stellt somit zumeist Alterspflegebedürftigkeit dar (Naegele, 1992). Die aus der Bevölkerungsentwicklung resultierende Zunahme von älteren Menschen wird im Umkehrschluss zu einer steigenden Zahl von Pflegebedürftigen führen (Rothgang, 2005) – mit entsprechenden Konsequenzen für die Finanzentwicklung des Pflegeversicherungssystems. Insbesondere ab dem Jahr 2020 ist mit einer hohen Dynamik in der Entwicklung der Leistungsempfängerzahlen zu rechnen, da hier die geburtenstarken Jahrgänge der 1950er- und 1960er-Jahre zunehmend den Altersbereich 65+ erreichen – und damit in ein Alter gelangen, in dem das Risiko pflegebedürftig zu werden, sukzessive ansteigt.

Die Frage nach der zukünftigen Zahl an Leistungsempfängern – und darauf aufbauend den Leistungsausgaben – ist nicht nur relevant für eine Prognose der finanziellen Stabilität der GPV, sondern auch für die Entwicklung und Folgenabschätzung von Reformkonzepten. In den letzten Jahren wurden zahlreiche Modellrechnungen zur Finanzentwicklung der GPV veröffentlicht. In den meisten dieser Berechnungen wird die zukünftige Zahl an GPV-Leistungsempfängern bestimmt, indem alters- und geschlechtsspezifische Pflegequoten mit der zukünftigen Bevölkerungsstruktur verknüpft werden; die Pflegequoten werden dabei i.d.R. konstant gehalten. Die Annahme konstanter Pflegequoten stellt allerdings nur *ein* mögliches Szenario der Morbiditätsentwicklung dar. Neben der Status-quo-Hypothese existieren weitere Szenarien, die jeweils unterschiedliche Verläufe im zeitlichen Einsetzen oder der Manifestation von Krankheit und Behinderung postulieren – ein Aspekt, der sich entsprechend auf die Nachfrage nach Pflegeversicherungsleistungen auswirken würde.

Ziel des Artikels ist es, die Sensitivität der zukünftigen Zahl an GPV-Leistungsempfängern gegenüber verschiedenen Annahmen zur Bevölkerungs- und Morbiditätsentwicklung zu überprüfen. Im Bereich der Morbidität werden verschiedene Szenarien zur Entwicklung der Pflegequoten betrachtet, die sowohl eine Expansion als auch eine (relative) Kompression des Pflegerisikos simulieren. Zusätzlich werden Sensitivitätsanalysen im Bereich der demografischen Kernkomponenten Fertilität, Migration und Lebenserwartung durchgeführt, um den Einfluss dieser Determinanten auf die Entwicklung der Pflegebedürftigen abzubilden. Die Ergebnisse liefern zum einen Hinweise darauf, in welchem Korridor sich die zukünftige Entwicklung der GPV-Leistungsempfängerzahlen abspielen kann; zum anderen machen die Ergebnisse deutlich, wie viel Lebenszeit durchschnittlich – absolut und relativ – in Pflegebedürftigkeit verbracht wird. Hieraus lässt sich abschätzen, vor welchen Herausforderungen das System der GPV in Zukunft gestellt wird.

2. Literaturüberblick

Den Ergebnissen bislang durchgeführter Modellrechnungen zufolge steigt die Zahl der Pflegebedürftigen von aktuell knapp 2,492 Millionen (2011) auf ein Niveau von 3,5 bis 6,3 Millionen im Jahr 2050. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Ergebnisse bisher veröffentlichter Prognosen. Die Tabelle zeigt, dass der Großteil der Modellrechnungen über die Zeit konstante Pflegequoten annimmt. Nur ungefähr die Hälfte der aufgeführten Projektionen betrachtet zusätzlich Szenarien, in denen sich die jeweils zugrunde gelegten Pflegequoten über die Zeit verändern. Darüber hinaus berücksichtigen die meisten Studien einen Projektionshorizont bis zum Jahr 2050, lediglich Niehaus (2010) betrachtet einen Zeitraum über das Jahr 2050 hinaus. Die grundlegende Aussage ist eindeutig: Eine steigende Zahl an Pflegebedürftigen ist vor dem Hintergrund der sich abzeichnenden Veränderungen in der Bevölkerungsstruktur unausweichlich. Unsicherheit besteht lediglich über das genaue Ausmaß der Veränderung (siehe Tabelle 1).

Neben der Bevölkerungsentwicklung stellen Annahmen zur zukünftigen Entwicklung der Morbidität (d. h. die Höhe der Pflegequoten im zeitlichen Verlauf) einen wichtigen Faktor für die zahlenmäßige Entwicklung der Pflegebedürftigen dar (Hackmann / Moog, 2009; siehe auch Ergebnisse in Tabelle 1). Es gibt jedoch bislang keine gesicherte Erkenntnis, wie die sich abzeichnende Erhöhung der Lebenserwartung die Pflegequoten beeinflusst. In der Literatur

werden diesbezüglich unter anderem die Hypothesen von der Expansion und Kompression der Morbidität diskutiert.

Tabelle 1: Modellrechnungen zur Entwicklung der GPV-Leistungsempfängerzahlen (eigene Darstellung, ausgewählte Modellrechnungen, kein Anspruch auf Vollständigkeit)

Modellrechnung	System	Szenario	Pflegebedürftige (in Millionen)				
			Vergleichsbasis*	2030	2040	2050	2060
Blinkert / Klie (2001)	GPV	Status-quo	1,812 (1998)	2,812	3,111	3,446	-
Bomsdorf et al. (2010)	GPV	Status-quo	2,120 (2005)	-	-	4,630	-
		Kompression	2,120 (2005)	-	-	4,310	-
Dietz (2002)	GPV	Status-quo	1,822 (2000)	2,609	2,871	3,174	-
		Expansion	1,822 (2000)	3,764	4,403	5,122	-
Dräther / Holl-Manoharan (2009)	SPV	Status-quo	2,029 (2007)	-	3,438	4,015	-
Häcker et al. (2005)	GPV	Status-quo	1,974 (2005)	3,088	3,604	4,250	-
Häcker et al. (2011)	SPV	Status-quo	2,305 (2010)	3,267	3,758	4,447	-
		Kompression	2,305 (2010)	-	-	3,000	-
		Expansion	2,305 (2010)	-	-	6,300	-
Niehaus (2010)	SPV	Status-quo	2,113 (2008)	-	-	-	3,900†
Schnabel (2007)	GPV	Status-quo (I)	2,100 (2007)	3,050†	3,500†	4,000	-
		Status quo (II)	2,100 (2007)	3,300†	3,850†	4,700	-
Rothgang (2001)	GPV	Status-quo	1,857 (2000)	2,713	2,983	-	-
		Kompression	1,854 (2000)	2,381	2,590	-	-
Schulz et al. (2001)	GPV	Status-quo	1,929 (1999)	-	-	4,728	-
Statistisches Bundesamt (2010)	GPV	Status-quo	2,100 (2005)	3,400	3,900	4,500	-
		Kompression	2,100 (2005)	3,000	3,300	3,800	-
Sachverständigenrat zur Begutachtung der Entwicklung im Gesundheitswesen (2009)	GPV	Status-quo	2,242 (2007)	3,281	3,768	4,351	-
		Kompression	2,242 (2007)	2,934	3,187	3,499	-

* In vielen Modellrechnungen bleibt unklar, ob es sich bei den Jahres- und Fallzahlangaben um Angaben der amtlichen Statistik oder bereits das erste Jahr der Modellrechnung handelt. Aus diesem Grund wird allgemein von Vergleichsbasis gesprochen. In der Regel handelt es sich hierbei um das frühestmögliche Jahr, für das Angaben zu den Leistungsempfängerzahlen vorliegen.

† Approximativer Wert, Schätzung auf Basis einer grafischen Verlaufskurve.

Die These von der Kompression der Morbidität sieht vor, dass sich – vor dem Hintergrund einer steigenden Lebenserwartung – die zukünftig in Krankheit verbrachte Lebenszeit verringert. Der medizinisch-technische Fortschritt, verbesserte Lebensbedingungen und gesundheitsförderliches Verhalten tragen dazu bei, den Beginn gesundheitlicher Beeinträchtigungen in ein höheres Lebensalter zu verschieben (Fries, 1980). Fries unterscheidet zwischen einer absoluten und einer relativen Kompression der Morbidität. Die absolute Kompression der Morbidität sieht vor, dass die Zahl der in Krankheit verbrachten Jahre absolut sinkt. Die abgeschwächte Form der relativen Kompression sieht vor, dass nur der Anteil der in Krankheit verbrachten Lebensjahre an der Gesamtlebenszeit zurückgeht, absolut betrachtet mit-

unter also ebenfalls mehr Jahre in Krankheit verbracht werden (Fries, 1983). Demgegenüber postuliert die These von der Expansion der Morbidität einen genau entgegengesetzten Zusammenhang. Zwar kommt es zu einem Rückgang der Sterblichkeit und darauf aufbauend zu einer steigenden Lebenserwartung, jedoch wird dieser Zugewinn an Lebenszeit in gesundheitlicher Beeinträchtigung verbracht, d. h. es kommt zu einer Ausdehnung der in Krankheit verbrachten Lebensjahre (Gruenberg, 1977). Übertragen auf die Entwicklung der Pflegebedürftigkeit würde die Kompressions-Hypothese implizieren, dass die Lebenserwartung in Pflegebedürftigkeit (PLE) absolut und/oder relativ zur Gesamtlebenszeit abnimmt; die Expansions-Hypothese impliziert, dass die PLE absolut und/oder relativ zur Gesamtlebenszeit zunimmt (siehe u. a. Bickel, 2001).

Die bislang durchgeführten Studien zum Einfluss der Lebenserwartung auf die Pflegebedürftigkeit deuten tendenziell auf eine Expansion des Pflegerisikos hin. Unger et al. (2011) kommen auf Basis einer Routinedatenanalyse zu dem Schluss, dass sich die in Pflegebedürftigkeit verbrachte Lebenszeit in den Jahren 1999-2003 und 2004-2008 absolut und relativ zur Gesamtlebenserwartung ausgedehnt hat; es ist demnach zu einer absoluten und relativen Expansion der in Pflegebedürftigkeit verbrachten Lebenszeit gekommen. Scholz / Schulz (2010) kommen unter Verwendung von Daten der Pflegestatistik für den Zeitraum 1999-2005 zum gleichen Ergebnis. Pinheiro / Krämer (2009) finden für Nordrhein-Westfalen ebenfalls keine Hinweise auf das Vorliegen einer Kompression des Pflegerisikos. Allerdings muss bei den bisherigen Ergebnissen berücksichtigt werden, dass sich die Studien allesamt auf einen relativ kurzen Zeitraum beziehen, und teilweise – wie in der Studie von Unger et al. (2011) – auf Routinedaten zurückgreifen, die möglicherweise nicht repräsentativ für das gesamte Bundesgebiet sind. Bezogen auf den Gesundheitszustand insgesamt deuten die Ergebnisse einer Reihe von Studien darauf hin, dass die aktive (d. h. gesunde) Lebenserwartung in Deutschland zugenommen hat (Dinkel, 1999; Klein / Unger, 1999; Klein / Unger, 2002; Unger, 2006), was eher auf eine Kompression der Morbidität schließen lässt.

Werden die bisherigen Vorausberechnungen betrachtet, so impliziert die Annahme konstanter Pflegequoten, dass im Falle einer weiterhin steigenden Lebenserwartung zukünftig mehr Lebenszeit in Pflegebedürftigkeit verbracht wird (siehe Abschnitt 4.2). Eine derartige Entwicklung würde der Expansionshypothese entsprechen. Die Annahme sinkender Pflegequoten würde die Expansion der in Pflegebedürftigkeit verbrachten Lebenszeit abschwächen oder sogar zu einer Kompression führen.

3. Methodik

3.1 Methodik der Bevölkerungsprojektion

Für die Bevölkerungsprojektion wurde die so genannte Kohorten-Komponenten-Methode verwendet. Eine ausführliche Beschreibung der Methodik und zugrundeliegenden Annahmen ist in der Veröffentlichung von Bowles / Zuchandke (2012) zu finden. Die grundlegende Methodik der Kohorten-Komponenten-Methode sieht vor, dass zunächst die nach Einzelaltersjahr und Geschlecht getrennten Geburtsjahrgänge einer Basisbevölkerung Jahr für Jahr anhand der jeweiligen Überlebenswahrscheinlichkeiten fortgeschrieben werden. Im Anschluss daran erfolgt eine Anpassung der jeweiligen Geburtsjahrgänge um zu- und abgewanderte Personen. Abschließend wird jedes neue Intervall auf Basis der altersspezifischen Geburtenraten um jeweils einen weiteren Geburtsjahrgang ergänzt (Bretz, 2000).

Das hier verwendete Basisszenario der Bevölkerungsentwicklung geht von einer im Zeitverlauf konstanten Geburtenrate von im Durchschnitt 1,4 Kindern je Frau aus. Dieser Wert entspricht weitgehend der beobachteten Geburtenrate der letzten Jahre (Statistisches Bundesamt, 2012a). Für die Projektion der Sterbewahrscheinlichkeiten wird der Ansatz von Bomsdorf / Trimborn (1992) verwendet. Als Datengrundlage für das Basisszenario dienen alle abgekürzten Sterbetafeln und alle allgemeinen Sterbetafeln ab 1987 (Statistisches Bundesamt, 2012b); auf diese Weise wird sichergestellt, dass die jüngere Sterblichkeitsentwicklung sowie ein insgesamt günstigerer Verlauf bei den Männern im Rahmen der Bevölkerungsprojektion berücksichtigt wird. In 2060 (2080) beträgt die periodenbezogene Lebenserwartung bei Geburt im verwendeten Szenario 87,7 (89,0) Jahre bei den Männern und 89,6 (90,5) Jahre bei den Frauen. Dieses Niveau entspricht näherungsweise dem angenommenen starken Anstieg der Lebenserwartung in der aktuellen Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes. Diesem Szenario folgend beträgt die Lebenserwartung bei Geburt im Jahr 2060 für Männer 87,7 und für Frauen 91,2 Jahre (Statistisches Bundesamt, 2009). Im Bereich der Migration wird von einem jährlichen Wanderungssaldo in Höhe von 100.000 Personen und einer jährlichen Sockelwanderung in Höhe von 600.000 Personen ausgegangen; beide Parameter werden im Zeitverlauf konstant gehalten und entsprechen in etwa dem beobachteten Durchschnitt der Jahre 2000 bis 2010. Für die Alters- und Geschlechtsstruktur der Zu- und Fortzüge wird auf die entsprechenden Durchschnittswerte des gleichen Zeitraums zurückgegriffen.

Ausgangspunkt der Berechnung ist die nach Einzelaltersjahr und Geschlecht gegliederte Bevölkerung zum 31.12. des Basisjahres 2011, das Jahr 2012 stellt demzufolge das erste Jahr der Projektion für den Bevölkerungsbestand dar. Der Betrachtungszeitraum erstreckt sich bis zum Jahr 2080. Dieser vergleichsweise lange Zeitraum ist sinnvoll, um den langfristigen Einfluss der geburtenstarken Jahrgänge und der demografischen Kernkomponenten abbilden zu können. Die Projektion der demografischen Einflussgrößen (Fertilität, Mortalität und Migration) folgt jeweils einem deterministischen Ansatz. Dieses Vorgehen hat gegenüber stochastischen Ansätzen den Vorteil, dass die Determinanten der Bevölkerungsentwicklung für Sensitivitätsanalysen zugänglich sind.

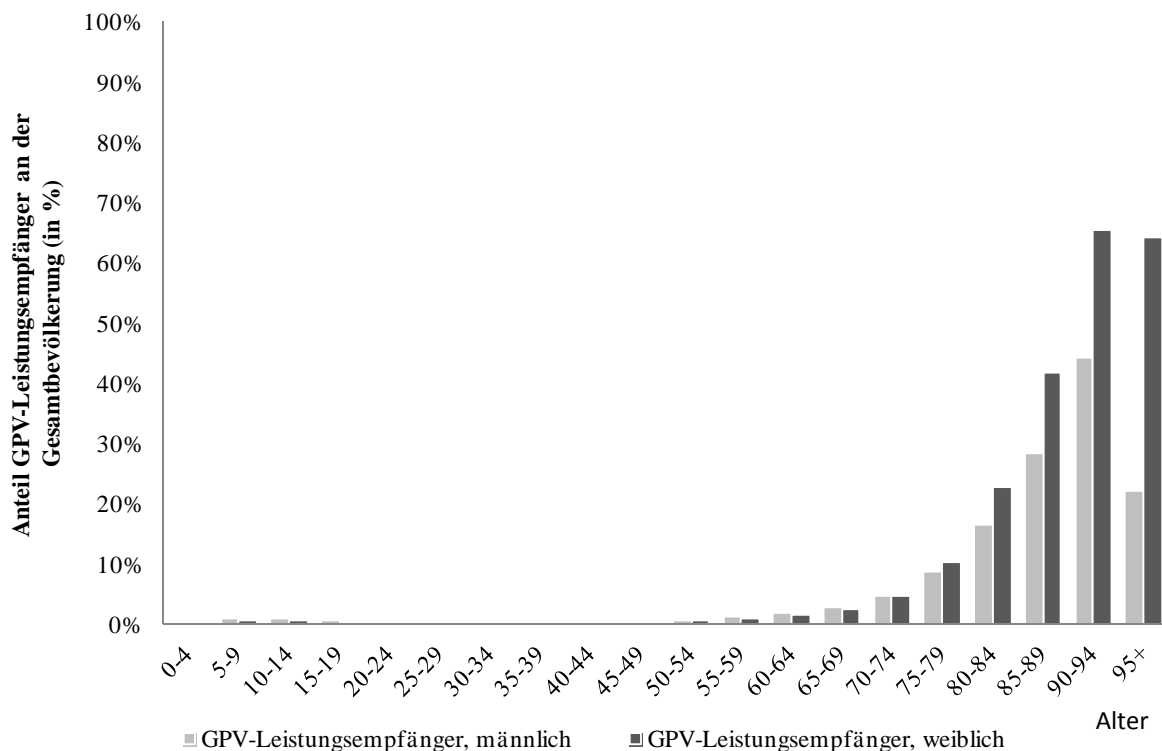
3.2 Projektion der GPV-Leistungsempfänger

Das Vorgehen zur Berechnung zukünftiger Leistungsempfängerzahlen in der GPV sieht eine Verknüpfung von alters- und geschlechtsspezifischen Pflegequoten mit der alters- und geschlechtsspezifischen Bevölkerungsstruktur vor. Die zukünftige Zahl an GPV-Leistungsempfängern ergibt sich aus der Summe der Pflegebedürftigen nach Altersgruppe, Geschlecht, Pflegestufe und Versorgungsform. Abbildung 1 verdeutlicht die Pflegequoten – d. h. den Anteil an Personen in einer bestimmten Altersgruppe, die Leistungen der GPV in Anspruch nehmen – differenziert nach Alter und Geschlecht. Deutlich wird, wie bereits beschrieben, dass Pflegebedürftigkeit vornehmlich im höheren Alter ausgeprägt ist und vor dem 60. Lebensjahr vergleichsweise selten auftritt.

Die Berechnung der Pflegequoten erfolgt unter Rückgriff auf Datengrundlagen der amtlichen Statistik. Die Zahl der Pflegebedürftigen basiert auf der Pflegestatistik des Jahres 2011 (Statistisches Bundesamt, 2013a), die korrespondierenden Bevölkerungszahlen auf der Fortschreibung des Bevölkerungsstands für das gleiche Jahr (Statistisches Bundesamt, 2013b). Da die zugrundeliegenden Pflegestatistiken nicht nach Einzelaltersjahr ausgewiesen sind, erfolgt die Berechnung der Pflegequoten und folglich auch die Abschätzung der zukünftigen Leistungsempfängerzahlen für insgesamt 20 Altersgruppen. Im Gegensatz zu den Veröffentlichungen des Bundesministeriums für Gesundheit bezieht die Erhebung des Statistischen Bundesamtes auch die Leistungsbezieher der privaten Pflegepflichtversicherung mit ein, so dass die Entwicklung der Leistungsempfängerzahlen insgesamt abgebildet werden kann – und nicht nur für den Teilbereich der Sozialen Pflegeversicherung. Hierdurch wird sicherge-

stellt, dass die Gesamtlast sozialrechtlich anerkannter Pflegebedürftigkeit (i. S. SGB XI) in Deutschland abgeschätzt wird.

Abbildung 1: Anteil GPV-Leistungsempfänger an der Gesamtbevölkerung, 2011 (eigene Darstellung, basierend auf Statistisches Bundesamt 2013a, Statistisches Bundesamt 2013b, jeweils auf Anfrage bereitgestellt)



3.3 Szenarien der Morbiditätsentwicklung

Für die Simulation unterschiedlicher Szenarien der Morbiditätsentwicklung wird die Lebenserwartung in und ohne Pflegebedürftigkeit zugrunde gelegt. Die Berechnung erfolgt nach dem Verfahren von Sullivan (1971), in dem die projizierten Sterbewahrscheinlichkeiten und die ermittelten Pflegequoten den Ausgangspunkt bilden. Auf Basis der fortgeschriebenen Sterbewahrscheinlichkeiten werden im Rahmen der Bevölkerungsprojektion für jedes Jahr geschlechtsspezifische Periodensterbetafeln erstellt, mit denen die periodenbezogene Lebenserwartung berechnet werden kann. Die ermittelte Lebenserwartung wird mit Hilfe der Pflegequoten in eine pflegebedürftigkeitsfreie Lebenserwartung (PFLE) und eine Lebenserwartung in Pflegebedürftigkeit (PLE) aufgeteilt (siehe auch Bickel, 2001).

Insgesamt werden drei unterschiedliche Szenarien betrachtet. Szenario 1 der Morbiditätsentwicklung geht davon aus, dass die Pflegequoten aus dem Jahr 2011 im Zeitverlauf kon-

stant bleiben. Dieses Szenario entspricht sowohl einer absoluten als auch einer (bis auf zwei Altersgruppen) relativen Expansion der in Pflegebedürftigkeit verbrachten Lebenszeit. Lediglich in der Altersgruppe 90-94 und 95+ führt die Annahme konstanter Pflegequoten nicht zu einer relativen Expansion der in Pflegebedürftigkeit verbrachten Lebenszeit. In Szenario 2 erfolgt ein Rückgang der Pflegequoten derart, dass der relative Anteil der PFLE an der Gesamtlebenserwartung für die Altersgruppe der 60-64 Jährigen konstant bleibt, d. h. das Wachstum der PLE dem Wachstum der gesamten Restlebenserwartung entspricht. In diesem Fall kommt es in dieser Altersgruppe zu einer relativen Konstanz der PLE und in allen Altersgruppen zu einer absoluten Expansion der PLE. Die absolute Expansion ist jedoch geringer als in Szenario 1. In Szenario 3 werden hingegen die Pflegequoten soweit reduziert, dass ein Zugewinn an Lebenserwartung vollständig in die PFLE übergeht. Die PLE befindet sich folglich über den gesamten Projektionszeitraum hinweg konstant auf dem Niveau des Jahres 2011. Hiermit verbunden ist eine relative Kompression der in Pflegebedürftigkeit verbrachten Lebenszeit, das bedeutet, relativ zur Gesamtlebenszeit verringert sich die PLE. Die gesamte PLE setzt sich dabei zusammen aus den korrespondierenden (Teil)Werten der PLE für ambulant und vollstationär versorgte Pflegebedürftige in den Pflegestufen 1-3. Das bedeutet, dass die zuvor beschriebene Anpassung der Pflegequoten getrennt nach Versorgungsbereich (ambulant, stationär) und Pflegestufe vorgenommen wurde.

4. Ergebnisse

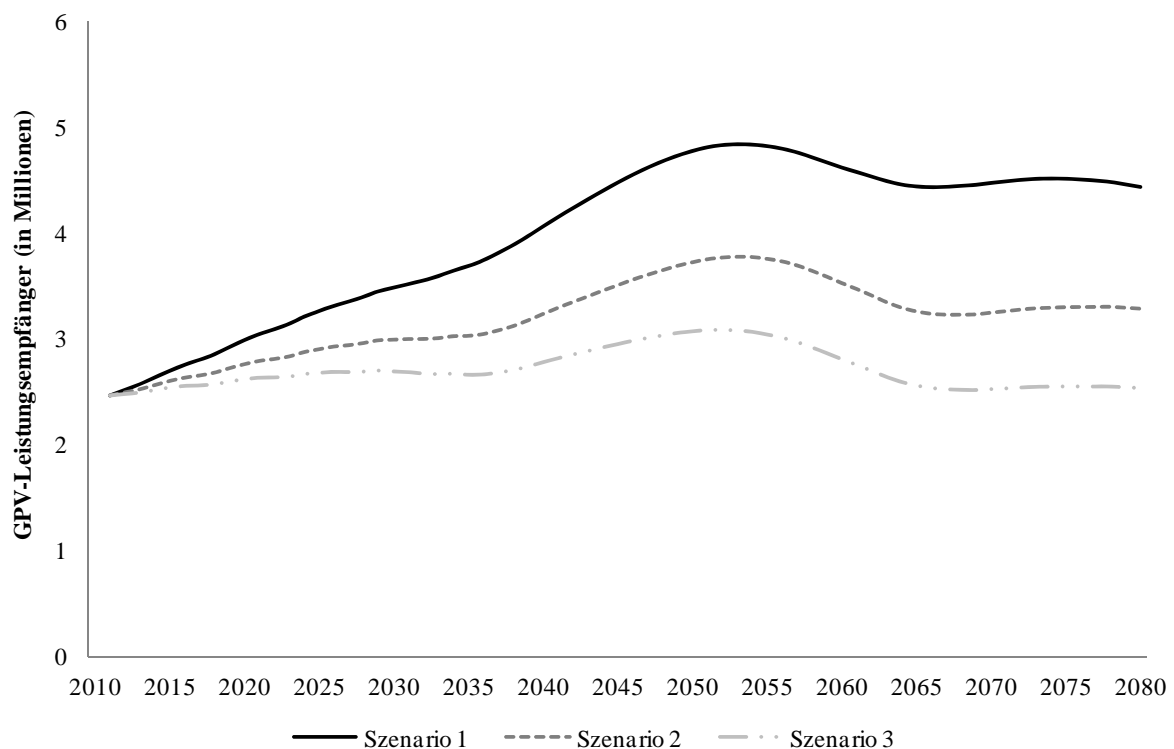
4.1 Entwicklung der GPV-Leistungsempfängerzahlen

Die Ergebnisse der Bevölkerungsprojektion verdeutlichen, dass es innerhalb des Betrachtungszeitraums (2011-2080) und vor dem Hintergrund der getroffenen Annahmen zu einem Rückgang und zu einer Alterung der Bevölkerung kommt (Bowles / Zuchandke, 2012). Ausschlaggebend für die Alterung der Bevölkerung sind die Annahmen eines konstant niedrigen Geburtenniveaus von im Durchschnitt 1,4 Kindern je Frau und einer fortwährenden Verbesserung der Sterblichkeitsverhältnisse.

Die Entwicklung der Pflegebedürftigen ist in Abbildung 2 dargestellt. Der Verlauf verdeutlicht, dass den Annahmen zufolge in allen drei Szenarien der Höchststand an GPV-Leistungsempfängern in den ersten Jahren nach 2050 zu erwarten ist, die absolute Zahl an Pflegebedürftigen im weiteren Verlauf aber zurückgeht. Insbesondere zwischen 2035 und 2050 kommt es zu einer hohen Dynamik in der Entwicklung der Leistungsempfängerzahlen,

die durch die zunehmende Alterung der geburtenstarken Jahrgänge bedingt ist. Im Umkehrschluss sind der erkennbare Rückgang und die anschließende Konstanz in der Zahl der Leistungsempfänger nach 2050 darauf zurückzuführen, dass die Personen aus den geburtenstarken Jahrgängen zunehmend versterben und die nachwachsenden Kohorten aufgrund der angenommen konstanten Fertilitätsrate von 1,4 gleichmäßiger besetzt sind.

Abbildung 2: Entwicklung der GPV-Leistungsempfänger, 2011-2080 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen)

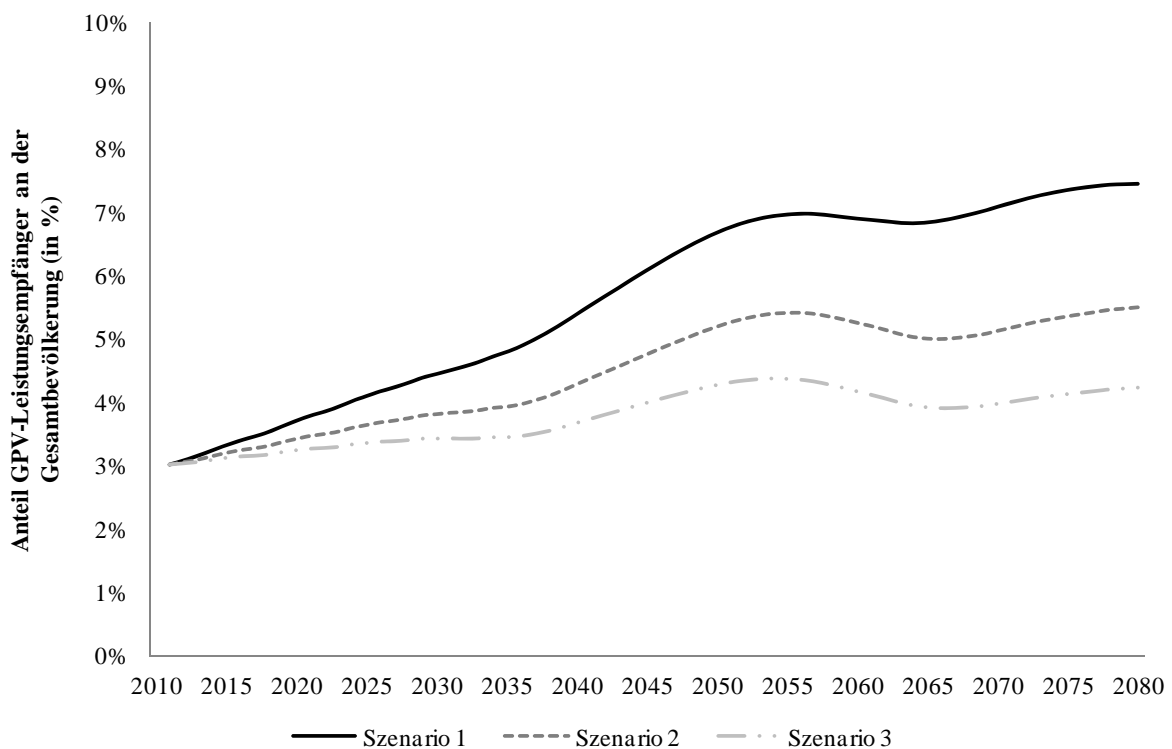


In den Szenarien 1 und 2 pendeln sich die Leistungsempfängerzahlen auf einem im Vergleich zum Jahr 2011 hohen Niveau ein. Die Zahl der GPV-Leistungsempfänger nimmt in Szenario 1 und ausgehend vom Jahr 2011 um 88,1 (80,5) Prozent auf 4,63 (4,44) Millionen im Jahr 2060 (2080) zu; in Szenario 2 nimmt die Zahl der Leistungsempfänger um 43,6 (33,7) Prozent auf 3,53 (3,29) Millionen zu. Deutlich hiervon unterscheidet sich Szenario 3, demzufolge die Zahl der Bezieher von Pflegeversicherungsleistungen um vergleichsweise moderate 14,1 Prozent auf 2,81 Millionen bis zum Jahr 2060 ansteigt; wird das Jahr 2080 als Endpunkt genommen, so liegt die Zahl der GPV-Leistungsempfänger mit 2,53 Millionen um gerade einmal 2,9 Prozent höher als im Jahr 2011. Ein Vergleich der Unterschiede zwischen den drei Szenarien zeigt, dass in den Jahren 2060 (2080) die Anzahl der Pflegebedürftigen in Szenario 2 und 3 um insgesamt 23,6 (26,0) bzw. 39,4 (43,0) Prozent niedriger ausfällt als in Szenario 1.

Die Szenarien 2 und 3 machen in diesem Zusammenhang deutlich, dass eine Reduktion der altersspezifischen Pflegequoten zwar die Entwicklung der Leistungsempfängerzahlen positiv beeinflusst (im Vergleich zu Szenario 1), aber auch hier ein genereller Anstieg infolge des fortschreitenden Alterungsprozesses der geburtenstarken Jahrgänge nicht verhindert werden kann. Selbst in Szenario 3 steigt die Anzahl der Pflegebedürftigen bis 2052 und liegt in dem Jahr ca. 25,4 Prozent über dem Niveau von 2011.

Einen etwas anderen Verlauf zeigt Abbildung 3. Der Anteil der Pflegebedürftigen an der Gesamtbevölkerung in Szenario 1 erhöht sich von 3,0 Prozent in 2011 auf 6,9 (7,4) Prozent in 2060 (2080). Im Gegensatz dazu liegt der relative Anteil in Szenario 2 bei 5,3 (5,5) Prozent in 2060 (2080) und in Szenario 3 bei 4,2 (4,2) Prozent.

Abbildung 3: Entwicklung des relativen Anteils der GPV-Leistungsempfänger an der Bevölkerung, 2011-2080 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen)



Die Ergebnisse verdeutlichen, dass sich – im Gegensatz zur absoluten Entwicklung der Leistungsempfängerzahlen – der relative Anteil der Pflegebedürftigen an der Gesamtbevölkerung auch über das Jahr 2050 hinaus erhöht. Ursächlich für diese Entwicklung ist die im Vergleich zu 2011 höhere Zahl an GPV-Leistungsempfängern bei einem gleichzeitigen Rückgang der Gesamtbevölkerung.

In Szenario 1 mit seinen konstanten Pflegequoten beträgt das geometrische Mittel des jährlichen Wachstums 0,85 Prozent, in den Szenarien 2 und 3 hingegen 0,42 und 0,04 Prozent.

4.2 Lebenserwartung in und ohne Pflegebedürftigkeit

Wie bereits in Abschnitt 3.2 erläutert, kommt es in Szenario 1 aufgrund der konstanten Pflegequoten im Betrachtungszeitraum zu einem absoluten und relativen Anstieg der in Pflegebedürftigkeit verbrachten Lebenszeit. Männer (Frauen) der Altersklasse 60-64 Jahre verbringen im Jahr 2011 durchschnittlich 1,88 (3,45) Jahre ihrer verbleibenden Lebenszeit in Pflegebedürftigkeit – im Jahr 2060 (2080) sind es 3,47 (3,75) Jahre für Männer und 5,58 (5,95) Jahre für Frauen. Abbildung 4 zeichnet die absolute Entwicklung der PLE von Personen der Altersgruppe 60-64 Jahre für alle drei Szenarien nach. Abbildung 5 zeigt zudem die Entwicklung des relativen Anteils der PLE an der Gesamtlebenserwartung.

Abbildung 4: Entwicklung der Lebenserwartung in Pflegebedürftigkeit der Altersgruppe 60-64 Jahre, Szenario 1-3, 2011-2080 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen)

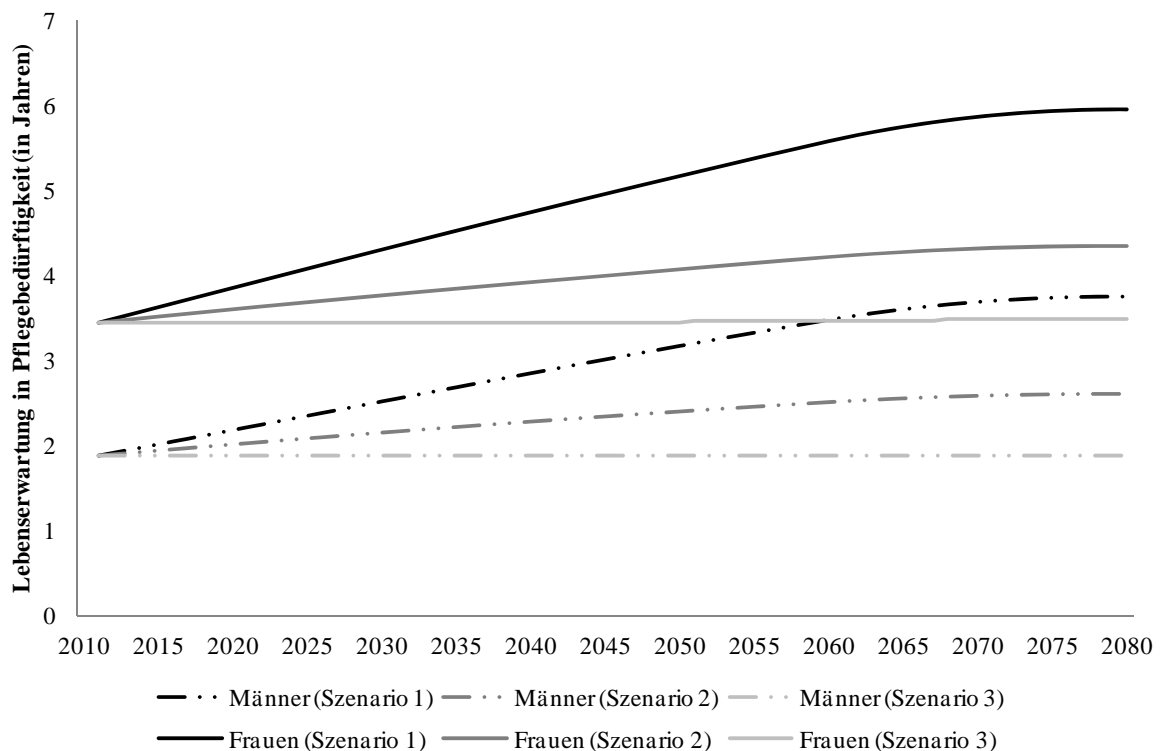
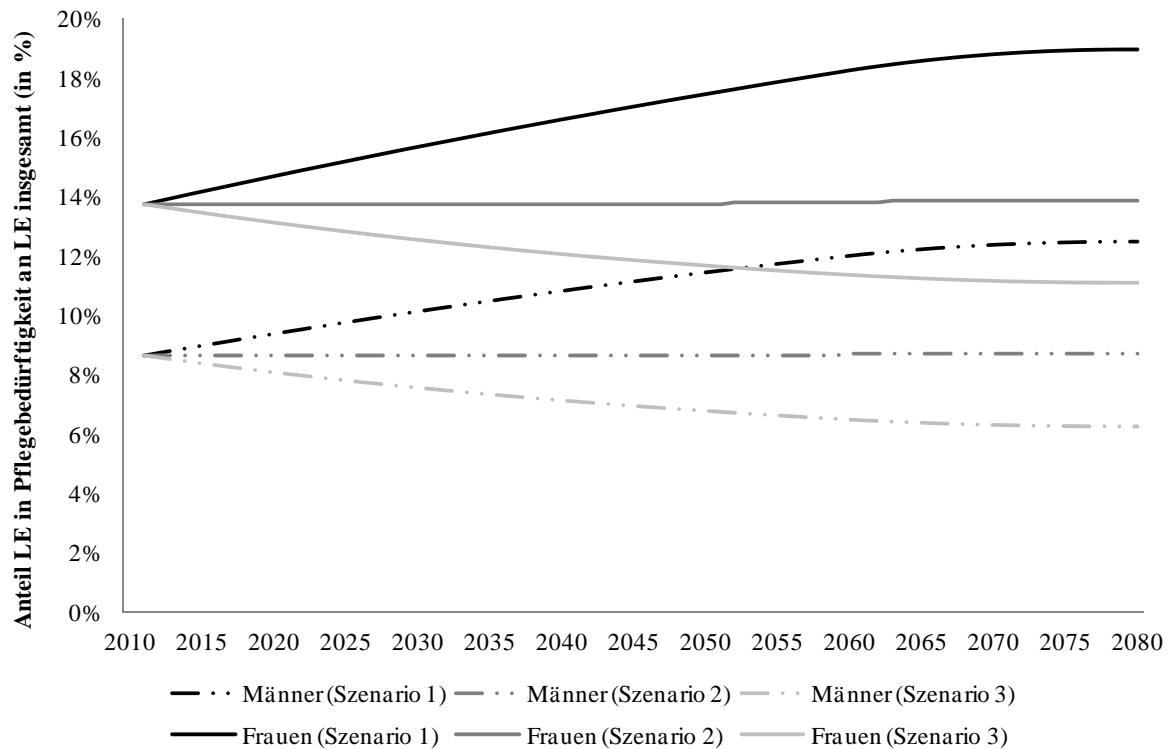


Abbildung 5: Entwicklung des relativen Anteils der Lebenserwartung in Pflegebedürftigkeit an der Gesamtlebenserwartung der Altersgruppe 60-64 Jahre, Szenario 1-3, 2011-2080 (eigene Darstellung, eigene Berechnungen)



Die Zunahme der Lebenszeit in Pflegebedürftigkeit ist nachvollziehbar, da die Berechnung nach Sullivan (1971) auf die noch verbleibende Zahl an Lebensjahren in einem bestimmten Alter sowie die dazugehörigen Pflegequoten zurückgreift: Die Annahme von weiterhin sinkenden Sterbewahrscheinlichkeiten führt dazu, dass die Zahl der noch zu durchlebenden Jahre ansteigt, insbesondere vor dem Hintergrund der zunehmenden Alterung von Personen aus geburtenstarken Jahrgängen; bei gleichbleibenden Pflegequoten führt dies dazu, dass mehr dieser Jahre potenziell in Pflegebedürftigkeit verbracht werden.

Der Verlauf in Szenario 1 impliziert, dass sowohl absolut als auch relativ gesehen mehr Lebenszeit im Zustand der Pflegebedürftigkeit verbracht wird: Männer (Frauen) der Altersgruppe 60-64 Jahre verbringen in 2011 demnach 8,7 (13,7) Prozent ihrer restlichen Lebenszeit in Pflegebedürftigkeit; im Jahr 2060 erhöht sich dieser Anteil auf 12,0 (18,3) Prozent und in 2080 auf 12,5 (19,0) Prozent – es kommt damit zu einer relativen Expansion der in Pflegebedürftigkeit verbrachten Lebenszeit.

Den Annahmen folgend, bleibt der relative Anteil der PLE für Personen der Altersgruppe 60-64 Jahre in Szenario 2 im Zeitverlauf (näherungsweise)¹ konstant. Vor dem Hintergrund einer steigenden Lebenserwartung führt dies dazu, dass auch in Szenario 2 unter absoluten Gesichtspunkten immer mehr Zeit in Pflegebedürftigkeit verbracht wird; im Jahr 2060 erhöht sich die in Pflegebedürftigkeit verbrachte Lebenszeit für Männer (Frauen) der Altersgruppe 60-64 deshalb von 1,88 (3,45) Jahre im Jahr 2011 auf 2,51 (4,23) Jahre im Jahr 2060 bzw. 2,61 (4,36) Jahre im Jahr 2080. Szenario 3 folgend, verbringen Männer (Frauen) der Altersgruppe 60-64 Jahre in 2011 rund 8,7 (13,7) Prozent der verbleibenden Lebenszeit in Pflegebedürftigkeit; im Jahr 2060 verringert sich dieser Anteil auf 6,5 (11,4) Prozent und in 2080 auf 6,3 (11,1) Prozent – insgesamt kommt es Szenario 3 zufolge zu einer relativen Kompression der in Pflegebedürftigkeit verbrachten Lebenszeit.

Tabelle 2: Vergleich der Pflegequoten im Status-quo- und relativen Kompressionszenario (Szenario 3) (Statistisches Bundesamt 2013a, Statistisches Bundesamt 2013b, jeweils auf Anfrage bereitgestellt, eigene Darstellung, eigene Berechnungen)

Altersgruppe	Status-quo (2011)		Szenario 2 (2080)		Szenario 3 (2080)	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
0-4	0,41%	0,33%	0,39%	0,21%	0,28%	0,17%
5-9	0,91%	0,60%	1,24%	0,73%	0,90%	0,58%
10-14	0,86%	0,59%	1,18%	0,72%	0,85%	0,58%
15-19	0,65%	0,50%	0,84%	0,58%	0,60%	0,46%
20-24	0,48%	0,38%	0,58%	0,42%	0,41%	0,33%
25-29	0,40%	0,33%	0,46%	0,34%	0,33%	0,28%
30-34	0,37%	0,30%	0,38%	0,28%	0,27%	0,22%
35-39	0,37%	0,32%	0,34%	0,26%	0,24%	0,21%
40-44	0,40%	0,38%	0,29%	0,25%	0,21%	0,20%
45-49	0,52%	0,52%	0,27%	0,32%	0,19%	0,26%
50-54	0,76%	0,74%	0,25%	0,44%	0,18%	0,35%
55-59	1,16%	1,06%	0,22%	0,53%	0,16%	0,42%
60-64	1,85%	1,63%	0,31%	0,57%	0,22%	0,46%
65-69	3,00%	2,65%	0,63%	0,74%	0,45%	0,59%
70-74	4,83%	4,70%	1,24%	1,46%	0,89%	1,17%
75-79	8,87%	10,46%	3,14%	4,26%	2,26%	3,41%
80-84	16,59%	22,81%	8,34%	12,91%	6,01%	10,33%
85-89	28,53%	41,72%	20,37%	29,30%	14,66%	23,43%
90-94	44,34%	65,38%	48,73%	63,04%	35,08%	50,43%
95+	22,03%	64,13%	23,00%	60,95%	16,56%	48,76%

¹ Die leichte Erhöhung des relativen PLE-Anteils an der gesamten Lebenserwartung (13,7% in 2011, 13,9% in 2080) in Szenario 2 und der absoluten PLE in Szenario 3 (3,45 in 2011, 3,48 in 2080) bei den Frauen ergibt sich aus Rundungsdifferenzen sowie der Nebenbedingung, dass die Pflegequoten nicht negativ werden dürfen.

Die beiden Alternativszenarien zur Entwicklung des Pflegerisikos werden durch eine Anpassung der Pflegequoten erreicht (operationalisiert anhand der PLE). Die korrespondierenden altersspezifischen Pflegequoten sind in Tabelle 2 dargestellt. In Szenario 2 liegen die Pflegequoten bei den Männern (Frauen) im Jahr 2080 um durchschnittlich 23,2 (24,6) Prozent unter den Pflegequoten des Jahres 2011. In Szenario 3 fällt der Rückgang noch höher aus: Hier liegen die Pflegequoten bei den Männern (Frauen) im Jahr 2080 um durchschnittlich 44,7 (39,7) Prozent unter den Vergleichswerten des Jahres 2011 (siehe Tabelle 2).

4.3 Einfluss der Determinanten der Bevölkerungsentwicklung

Um herauszufinden, wie sensitiv die Entwicklung der GPV-Leistungsempfängerzahlen auf Veränderungen in den drei demografischen Kernkomponenten reagiert, wurden ausgehend vom Basisszenario zusätzlich Sensitivitätsanalysen in den Bereichen Fertilität, Migration und der Lebenserwartung durchgeführt. Vereinfachend wird hierzu auf die Ergebnisse von Szenario 1 zurückgegriffen.

Eine Variation der Fertilität besitzt einen sehr geringen Einfluss auf die Entwicklung der Leistungsempfängerzahlen der GPV – zumindest innerhalb des gewählten Betrachtungszeitraums 2011-2080. Bei einer Verringerung der allgemeinen Fertilitätsrate auf 1,0 Kinder je Frau, reduziert sich die Zahl der Pflegebedürftigen in 2060 (2080) um 0,78 (1,55) Prozent gegenüber dem Basiszenario (1,4 Kinder je Frau). Eine Erhöhung der Fertilitätsrate auf ein Bestandserhaltungsniveau von 2,1 Kindern je Frau führt hingegen zu einer Erhöhung der GPV-Leistungsempfänger in 2060 (2080) um 1,58 (3,37) Prozent im Vergleich zum Basiszenario. Ursächlich für diese nur geringen Veränderungen ist der Umstand, dass die Effekte einer veränderten Geburtenzahl erst zeitverzögert und gegen Ende des betrachteten Zeitraums zum Tragen kommen. So bewirkt eine Zunahme (Abnahme) der Geburtenzahl zeitversetzt eine stärkere (schwächere) Besetzung der nachfolgenden Geburtsjahrgänge – erst zum Ende des Betrachtungszeitraums, d. h. nach erfolgter Alterung wirkt sich der veränderte Bevölkerungsumfang auf die Zahl der Pflegebedürftigen aus.

Eine Variation der Nettomigration hat im Vergleich zu einer Variation der Fertilität einen größeren, wenn auch immer noch sehr moderaten Einfluss auf die zukünftige Zahl an GPV-Leistungsempfängern. So sinkt die Zahl der Pflegebedürftigen in 2060 (2080) im Vergleich

zum Basisszenario um 2,75 (7,76) Prozent bei einer Absenkung der Nettomigration auf null²; bei Anhebung der Nettomigration auf 200.000 Personen p. a. kommt es zu einer Erhöhung der Zahl der Pflegebedürftigen um 2,75 (7,76) Prozent. Wanderungsbewegungen betreffen vor allem die jüngeren und mittleren Altersklassen, sodass sich eine höhere (niedrigere) Nettomigration unmittelbar auf die quantitative Besetzung der entsprechenden Altersklassen auswirkt. Der moderate Unterschied zum Basisszenario bis 2060 liegt darin begründet, dass der größte Anteil der Zuwanderung im mittleren Alter erfolgt und diese erst gegen Ende des Betrachtungszeitraums den für die Pflegebedürftigkeit relevanten Altersbereich erreichen.

Sensitivitätsanalysen im Bereich der Lebenserwartung führen hingegen zu größeren Veränderungen in der Zahl der zukünftigen GPV-Leistungsempfänger. Den Annahmen im Bereich der Lebenserwartung folgend, beträgt die durchschnittliche periodenbezogene Lebenserwartung bei Geburt im Jahr 2060 (2080) ca. 87,7 Jahre für Männer und 89,6 Jahre für Frauen. Eine um 5 Jahre niedrigere Lebenserwartung in 2060 führt dazu, dass die Zahl der Pflegebedürftigen in 2060 (2080) um 27,33 (31,83) Prozent niedriger ausfällt als im Basisszenario. Demgegenüber führt eine um 5 Jahre höhere Lebenserwartung in 2060 dazu, dass die Zahl der GPV-Leistungsempfänger in 2060 (2080) um 38,53 (39,97) Prozent zunimmt. Selbst eine Erhöhung (Reduzierung) der Lebenserwartung um ein Jahr führt bereits dazu, dass die Zahl der Pflegebedürftigen um 6,75 (6,02) Prozent in 2060 und 7,43 (6,78) Prozent in 2080 zunimmt (abnimmt). Der deutliche Einfluss ist nachvollziehbar, da sich eine positive (negative) Entwicklung der Sterbewahrscheinlichkeiten unmittelbar auf die Zahl an Personen auswirkt, die in einem bestimmten Alter das nächste Lebensjahr erreichen. Unter Beibehaltung von konstanten Pflegeanteilen führt dies dazu, dass die Zahl der Pflegebedürftigen zu- oder abnimmt.

Die Ergebnisse der Sensitivitätsanalysen verdeutlichen, dass der Einfluss der Fertilität und der Migration auf die zukünftige Zahl an GPV-Leistungsempfängern allenfalls moderat ist – zumindest im hier verwendeten Betrachtungszeitraum 2011-2080. Lediglich eine Variation der Lebenserwartung führt zu Veränderungen, welche die Nachfrage nach Pflegeversicherungsleistungen substantiell beeinflussen dürften.

² Eine Nettomigration von 0 bedeutet nicht, dass keine Zu- und Abwanderung stattfindet, sondern lediglich, dass sich Zu- und Fortzüge ausgleichen; die Annahme einer Sockelwanderung in Höhe von 600.000 Personen bedeutet konkret, dass 600.000 Personen pro Jahr ein- und auswandern.

5. Diskussion

Nach einer über zwanzig Jahre dauernden Diskussion wurde im Jahr 1995 die GPV eingeführt. Die finanzielle Entwicklung dieses Sozialversicherungszweigs wird in hohem Maße durch die Effekte der Bevölkerungsentwicklung beeinflusst – aufgrund der zunehmenden Alterung der deutschen Bevölkerung ist zukünftig mit einer steigenden Nachfrage nach Pflegeversicherungsleistungen zu rechnen. Da Pflegebedürftigkeit weit überwiegend im Alter auftritt, wird die größere Zahl an Menschen im höheren Alter zu einer steigenden Zahl an GPV-Leistungsempfängern führen – mit entsprechenden fiskalischen Konsequenzen, insbesondere für die umlagefinanzierte und von ihren Ausmaßen her wesentlich bedeutsamere Soziale Pflegeversicherung.

Auf Basis einer eigenständig durchgeführten Bevölkerungsprojektion wurde die zukünftige Zahl an GPV-Leistungsempfängern für verschiedene Szenarien der Morbiditätsentwicklung ermittelt. Operationalisiert wurden diese Szenarien durch die Berechnung der Lebenserwartung in und ohne Pflegebedürftigkeit nach der Sullivan-Methode (Sullivan, 1971). Die Obergrenze bildet ein Szenario mit konstanten Pflegequoten (Szenario 1), eine Annahme, die vor dem Hintergrund einer steigenden Lebenserwartung zu einer absoluten und (bis auf die Altersgruppen 90-94 und 95+) relativen Expansion der in Pflegebedürftigkeit verbrachten Lebenszeit führt. Im Rahmen eines mittleren Szenarios werden die Pflegequoten derart angepasst, dass der relative Anteil der PLE an der Gesamtlebenserwartung in der Altersgruppe 60-64 Jahre im Zeitverlauf konstant bleibt, es somit dennoch zu einer absoluten Ausdehnung der PLE kommt (Szenario 2). Als Untergrenze fungiert ein Szenario, in dem die Pflegequoten derart angepasst werden, sodass die PLE konstant bleibt und eine relative Kompression der in Pflegebedürftigkeit verbrachten Lebenszeit simuliert wird (Szenario 3).

Den Berechnungen folgend beträgt die Zahl der Pflegebedürftigen im Jahr 2060 (2080) rund 4,63 (4,44) Millionen in Szenario 1, 3,53 (3,29) Millionen in Szenario 2 und 2,81 (2,53) Millionen in Szenario 3. Der Anteil der Pflegebedürftigen an der Gesamtbevölkerung steigt dabei in Szenario 1 von rund 3,0 Prozent im Jahr 2011 auf 7,4 Prozent in 2080; in den Szenarien 2 und 3 beträgt der Anteil 5,5 und 4,2 Prozent. Der Höchststand in den Berechnungen ist in allen drei Szenarien in den ersten Jahren nach 2050 erreicht, wobei sich die Zahl der Pflegebedürftigen in den Szenarien 1 und 2 im Anschluss auf ein konstant hohes Niveau einpendelt; in Szenario 3 liegt das Niveau in 2080 nur knapp über dem des Basisjahres 2011. Deutlich wird, dass es auch in den Szenarien 2 und 3 zu einem Anstieg der GPV-

Leistungsempfängerzahlen gegenüber dem Status-quo kommt – im Vergleich zu Szenario 1 jedoch in einem (deutlich) schwächeren Ausmaß. Der Entwicklungsverlauf wird dabei in allen drei Szenarien maßgeblich durch die zunehmende Alterung der geburtenstarken Jahrgänge bestimmt.

Den eigenen Berechnungen folgend liegt die zukünftige Zahl an GPV-Leistungsempfängern im Jahr 2050 zwischen 3,1 (Szenario 3, relative Kompression der PLE) und 4,8 Millionen (Szenario 1, absolute und relative Expansion der PLE). Gemessen an der Aktualität und dem Systemfokus sind die Modellrechnungen des Statistischen Bundesamtes (2010) und des Sachverständigenrates zur Begutachtung der Entwicklung im Gesundheitswesen (2009) am ehesten mit den eigenen Projektionen vergleichbar. Während jedoch die Ergebnisse des eigenen Status-quo-Szenarios höher ausfallen, liegen die Ergebnisse des Kompressions-Szenarios deutlich unter den ermittelten Werten der genannten Modellrechnungen. Ursächlich hierfür können insbesondere Unterschiede in den verwendeten Bevölkerungsprojektionen sowie unterschiedliche methodische Ansätze zur Operationalisierung der Morbiditätsszenarien sein; erstgenannter Aspekt umfasst beispielsweise unterschiedliche Annahmen zur Entwicklung der drei demografischen Kernkomponenten sowie abweichende Basisjahre und damit unterschiedliche Datenniveaus als Startpunkt der Projektion.

Bei Betrachtung der Ergebnisse anderer Vorausberechnungen (siehe Tabelle 1) ist erkennbar, dass die Ergebnisse von Studien, die auf ältere Bevölkerungsvorausberechnungen beruhen, in der Regel niedriger ausfallen. Dies betrifft beispielsweise die Studienergebnisse von Blinkert / Klie (2001), Rothgang (2001) und Dietz (2002). Hiervon ausgenommen ist die Studie von Schulz et al. (2001). Ein Teil dieser Ergebnisunterschiede ist unter anderem auf die optimistischeren Annahmen zur Entwicklung der Lebenserwartung zurückzuführen, die sich in den späteren Bevölkerungsvorausberechnungen und in der Bevölkerungsprojektion des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (Schulz et al., 2001) wiederfinden – in letztgenannter Studie bereits zu einem vergleichsweise frühen Zeitpunkt. Die immer optimistischeren Annahmen für einen weiteren Rückgang der Sterblichkeit bedingen, dass immer mehr Menschen ein höheres Lebensalter erreichen – unter der Annahme von konstanten Pflegequoten führt dies ceteris paribus dazu, dass mehr Menschen Pflegeversicherungsleistungen in Anspruch nehmen.

Die Annahme konstanter Pflegequoten stellt ein stark vereinfachtes Szenario der zukünftigen Morbiditätsentwicklung dar und kann vor dem Hintergrund einer steigenden Lebenser-

wartung als eher pessimistisches Szenario angesehen werden (denn es ist anzunehmen, dass die nachfolgenden Generationen im Durchschnitt gesünder sind). Die Annahme, dass ein im Jahr 2080 75-Jähriger das gleiche Pflegerisiko aufweist wie ein im Jahr 2011 75-Jähriger würde die Tatsache ignorieren, dass sich der Todeszeitpunkt im Durchschnitt nach hinten verschoben hat und damit sehr wahrscheinlich auch das Auftreten von Krankheit und Behinderung (Caley / Sidhu, 2011), die häufig die Ursache von Pflegebedürftigkeit sind – entsprechend würde auch der Zustand der Pflegebedürftigkeit im Durchschnitt später einsetzen. Unklar bleibt jedoch, in welchem Ausmaß das zeitlich spätere Auftreten von Krankheit und Behinderung zu einer (absoluten) Kompression der Pflegebedürftigkeit führt.

Wie bereits erläutert, kann die Annahme sinkender Pflegequoten zu einer absoluten und/oder relativen Kompression führen. Die Berechnungen verdeutlichen, dass selbst in Szenario 3 (absolute Konstanz der PLE und relative Kompression) die Pflegequoten der Männer (Frauen) im Zeitverlauf um durchschnittlich 44,7 (39,7) Prozent sinken (siehe Tabelle 2 in Abschnitt 4.2). Dieser beträchtliche Rückgang in den Pflegequoten wirft die Frage auf, wie realistisch eine absolute Kompression des Pflegerisikos ist – denn dieses Szenario setzt ein (im Vergleich zu Szenario 3) noch stärkeres Absinken der Pflegequoten im Zeitverlauf voraus. Unabhängig vom betrachteten Szenario zeigen die Ergebnisse jedoch sehr gut, dass in Zukunft – insbesondere innerhalb der nächsten 40 Jahre – mehr Menschen Pflegeversicherungsleistungen nachfragen werden.

Für die Finanzentwicklung ist die zukünftige Zahl der Pflegebedürftigen dabei zwar eine sehr wichtige, nicht aber die einzige Determinante. Zahlreiche weitere Faktoren sind hier ebenso maßgeblich, beispielsweise demografisch- und sozialstrukturell-induzierte Veränderungen im informellen Pflegepotenzial oder die Ausgestaltung des Leistungsrechts; letztgenannter Aspekt umfasst insbesondere die Frage nach einer Dynamisierung der Leistungshöhen sowie die vielfach geforderte Neuordnung des Pflegebedürftigkeitsbegriffes (Häcker, 2007; Häcker / Raffelhüschen, 2007; Wingenfeld / Schaeffer, 2011). Von diesen Regelungen ist letztlich abhängig, welcher Personenkreis welche Pflegeleistungen und in welcher Leistungshöhe in Anspruch nimmt. Der finanzielle Druck, der alleine aus der quantitativen Zunahme an Leistungsempfängern resultiert, wird durch diese Faktoren noch verstärkt. Hinzu kommt der Einfluss der Bevölkerungsentwicklung auf die Einnahmeseite der Pflegeversicherung. Insbesondere die umlagefinanzierte Soziale Pflegeversicherung wird von einem zunehmenden Ungleichgewicht zwischen potenziellen Beitragszahlern und Leistungsbeziehern betrof-

fen sein. Die hier betrachteten Ergebnisse lassen dabei eine Reihe von Entwicklungsszenarien für die zukünftige finanzielle Stabilität der Pflegeversicherung zu. Im Falle eines Status-quo-Szenarios (Szenario 1) ist mit deutlich steigenden Ausgaben für Pflegeleistungen zu rechnen; zudem werden das Angebot an professionellen Pflegefachkräften und die Existenz einer geeigneten Pflegeinfrastruktur vor große Herausforderungen gestellt (Rothgang et al., 2012). Demgegenüber steht ein relatives Kompressions-Szenario (Szenario 3), demzufolge die Zahl der GPV-Leistungsempfänger in 2080 nur geringfügig über dem Niveau des Basisjahres 2011 liegt – die fiskalischen und versorgungspolitischen Implikationen wären diesem Szenario zufolge zwar weniger dramatisch einzuschätzen, allerdings würde sich der Anpassungsdruck innerhalb der nächsten 40 Jahre dennoch erhöhen, was insbesondere in der zunehmenden Alterung der geburtenstarken Jahrgänge begründet liegt.

Ein Vorteil der hier präsentierten Analysen ist, dass den Modellrechnungen eine eigene Bevölkerungsprojektion nach der Kohorten-Komponenten-Methode zugrunde liegt. Hierdurch wird sichergestellt, dass zu jeder Zeit genaue Kenntnis über die getroffenen Annahmen, funktionalen Zusammenhänge und verwendeten Datengrundlagen besteht. Demgegenüber greift die Mehrzahl der Publikationen auf die regelmäßig erscheinenden Bevölkerungsvorausberechnungen des Statistischen Bundesamtes zurück – ein Vorgehen, das trotz der vergleichsweise transparenten Veröffentlichungspolitik des Statistischen Bundesamtes mit einem gewissen Maß an Unsicherheit verbunden ist. Zudem existieren mehr Freiheitsgrade in der Durchführung von Sensitivitätsanalysen, da die Determinanten der Bevölkerungsentwicklung (Entwicklung der Sterbewahrscheinlichkeiten und Fertilitätsrate, Höhe der Nettomigration und Sockelwanderung) flexibel gehandhabt werden können. Der Rückgriff auf die Vorausberechnungen des Statistischen Bundesamtes ermöglicht nur sehr grundlegende Sensitivitätsanalysen, indem auf unterschiedliche Varianten zurückgegriffen wird. Vorteilhaft ist weiterhin, dass die Anpassung der Pflegequoten für die Simulation des Kompressions- und Expansionsszenarios nicht ad-hoc und willkürlich erfolgt, sondern auf Basis des Indikators *Lebenserwartung in und ohne Pflegebedürftigkeit*. Für die Diskussion um unterschiedliche Morbiditätsverläufe ist die Frage mitentscheidend, anhand welcher Kennzahlen das Konstrukt *Morbidität* sowie mögliche Entwicklungsszenarien operationalisiert werden. Der direkte Rückgriff auf Pflegequoten scheint hier weniger gut geeignet, da prävalenz- und inzidenzbasierten Studien nicht dazu geeignet sind, um Aussagen darüber zu treffen, ob der Anstieg der Lebenserwartung mit einer Kompression oder Expansion der Morbidität einhergeht.

Hierzu bedarf es vielmehr einer Kombination von Informationen zur (Entwicklung der) Lebenserwartung und der Prävalenz von bestimmten Erkrankungen oder Behinderungen (Doblhammer / Kreft, 2011). Die Berechnung der Lebenserwartung in und ohne Pflegebedürftigkeit nach der Methode von Sullivan (1971) erfüllt diese Anforderungen und führt selbst bei kleinen Stichprobenumfängen zu aussagekräftigen Ergebnissen (Imai / Soneji, 2007).

Allgemeine Limitationen ergeben sich in der Hinsicht, dass die Analysen lediglich Modellcharakter besitzen – die Ergebnisse sind jeweils abhängig von den getroffenen Annahmen und den zugrunde gelegten funktionalen Zusammenhängen. Insbesondere der Einfluss der Mortalitätsentwicklung auf die Zahl der Pflegebedürftigen hat gezeigt, dass unterschiedliche Annahmen signifikante Veränderungen in den Endergebnissen hervorrufen können. Aus diesem Grund beschreiben die Ergebnisse *einen* möglichen, nicht aber den *einzig* möglichen Entwicklungskorridor. Die zukünftige Zahl an Empfängern von Pflegeversicherungsleistungen ist neben der Entwicklung der Morbidität zudem abhängig von sozialrechtlichen Regelungen, insbesondere der Ausgestaltung des Pflegebedürftigkeitsbegriffes als elementare Voraussetzung für den Leistungsbezug.

6. Schlussfolgerungen

In Zukunft ist mit einer steigenden Zahl an Empfängern von Pflegeversicherungsleistungen zu rechnen, die dem Status-quo-Szenario folgend immer mehr Lebenszeit in Pflegebedürftigkeit verbringen – dies bestätigen eigene Modellrechnungen und die Ergebnisse früherer Studien. Eine Kompression der in Pflegebedürftigkeit verbrachten Lebenszeit würde dabei zu deutlich niedrigeren Leistungsempfängerzahlen führen als die (häufig praktizierte) Fortschreibung des Status-quo. Die Ergebnisse zeigen aber auch, dass selbst eine relative Kompression des Pflegerisikos den Einfluss der geburtenstarken Jahrgänge nicht vollständig kompensieren kann. Das bedeutet, dass es alleine aufgrund der starken Besetzung bestimmter Geburtsjahrgänge und trotz eines Rückgangs der Pflegequoten zu einer steigenden Zahl an Pflegebedürftigen kommen wird. Da Angehörige der geburtenstarken Jahrgänge bereits ab dem Jahr 2020 verstärkt in den Altersbereich 65+ gelangen, stellt sich die Frage nach der zukünftigen Finanzierung von Pflegeversicherungsleistungen mit besonderer Dringlichkeit.

Literaturverzeichnis

- Bickel, H. (2001): Lebenserwartung und Pflegebedürftigkeit in Deutschland, *Das Gesundheitswesen* 63(1): 9–14.
- Blinkert, B. / Klie, T. (2001): Zukünftige Entwicklung des Verhältnisses von professioneller und häuslicher Pflege bei differierenden Arrangements und privaten Ressourcen bis zum Jahr 2050, Expertise im Auftrag der Enquête-Kommission Demographischer Wandel des Deutschen Bundestages, Freiburg/Wiesbaden.
- Bomsdorf, E. / Babel, B. / Kahlenberg, J. (2010): Care need projections for Germany until 2050, in: Doblhammer, G. / Scholz, R. (Hrsg.), *Ageing, Care Need and Quality of Life*, Wiesbaden.
- Bomsdorf, E. / Trimborn, M. (1992): Sterbetafel 2000. Modellrechnungen der Sterbetafel, *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 81(3): 457–485.
- Bowles, David; Zuchandke, Andy (2012): Entwicklung eines Modells zur Bevölkerungsprojektion – Modellrechnungen zur Bevölkerungsentwicklung bis 2060. Leibniz Universität Hannover, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Diskussionspapier Nr. 499, Dezember 2012.
- Bretz, M. (2000): Methoden der Bevölkerungsvorausberechnung, in: Mueller, U. / Nauck, B. / Diekmann, A. (Hrsg.), *Handbuch der Demographie. Modelle und Methoden (Band 1)*. Berlin/Heidelberg/New York.
- Caley, M / Sidhu, K. (2011): Estimating the future healthcare costs of an aging population in the UK: expansion of morbidity and the need for preventative care, *Journal of Public Health* 33(1), 117–122.
- Dietz, B. (2002): *Die Pflegeversicherung. Ansprüche, Wirklichkeiten und Zukunft einer Sozialreform*, Wiesbaden.
- Dinkel, R. H. (1999): Demographische Entwicklung und Gesundheitszustand. Eine empirische Kalkulation der Healthy Life Expectancy für die Bundesrepublik auf der Basis von Kohortendaten, in: Häfner, H. (Hrsg.), *Gesundheit – unser höchstes Gut?*, Berlin.
- Doblhammer, G. / Kreft, D. (2011): Länger leben, länger leiden? Trends in der Lebenserwartung und Gesundheit, *Bundesgesundheitsblatt-Gesundheitsforschung-Gesundheits-schutz* 54(8), 907–914.

- Dräther, H. / Holl-Manoharan, H. (2009): Modellrechnungen zum zukünftigen Finanzierungsbedarf der sozialen Pflegeversicherung, in: Dräther, H. / Jacobs, K. / Rothgang, H. (Hrsg.), Fokus Pflegeversicherung. Nach der Reform ist vor der Reform, Berlin.
- Fries, J. F. (1980): Aging, natural death, and the compression of morbidity, *New England Journal of Medicine* 303(3), 130–135.
- Fries, J. F. (1983): The compression of morbidity, *The Milbank Memorial Fund Quarterly (Health and Society)* 61(6), 397–419.
- Gruenberg, E. M. (1977): The failures of success, *The Milbank Memorial Fund Quarterly (Health and Society)* 55 (1), 3–24.
- Häcker, J. (2007): Zur notwendigen Dynamisierung der Leistungen in der gesetzlichen Pflegeversicherung, *Sozialer Fortschritt* 56(4), 91–97.
- Häcker, J. / Höfer, M. A. / Raffelhüschen, B. (2005): Reformkonzepte der Gesetzlichen Pflegeversicherung auf dem Prüfstand, Initiative Neue Soziale Marktwirtschaft, Köln.
- Häcker, J. / Raffelhüschen, B. (2007): Zukünftige Pflege ohne Familie: Konsequenzen des „Heimsog-Effekts“, *Zeitschrift für Sozialreform* 53(4), 391–422.
- Häcker, J. / Raffelhüschen, B. (2008): Die Pflegeversicherung in der Krise. Renditen, Leistungsniveau und Versorgungslücken, Deutsches Institut für Altersvorsorge, Köln.
- Häcker, J. / Hackmann, T. / Raffelhüschen, B. (2011): Soziale Pflegeversicherung heute und morgen – mit nachhaltigen Reformen aus der Krise, Deutsches Institut für Altersvorsorge, Köln.
- Hackmann, T. / Moog, S. (2009): Die Auswirkungen der steigenden Lebenserwartung auf die Prävalenz der Pflegebedürftigkeit in Deutschland, *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 98(1), 73-89.
- Haug, K. / Rothgang, H. (1994): Das Ringen um die Pflegeversicherung – ein vorläufiger sozialpolitischer Rückblick, *Beiträge zum Recht der sozialen Dienste und Einrichtungen* 24, 1–30.
- Imai, K. / Soneji, S. (2007): On the estimation of disability-free life expectancy: Sullivan's method and its extension, *Journal of the American Statistical Association* 102(480), 1199–1211.
- Klein, T. / Unger, R. (1999): Aktive Lebenserwartung in der Bundesrepublik Deutschland. *Das Gesundheitswesen* 61(4), 168–178.

- Klein, T. / Unger, R. (2002): Aktive Lebenserwartung in Deutschland und den USA. Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie 35(6), 528–539.
- Naegele, G. (1992): Zum aktuellen Stand um die Absicherung des Risikos der Pflegebedürftigkeit, Zeitschrift für Sozialreform 38(10), 605–624.
- Niehaus, F. (2010): Zukünftige Entwicklung der sozialen Pflegeversicherung. Diskussionspapier 1/10, Wissenschaftliches Institut der PKV, Köln.
- Pinheiro, P. / Krämer, A. (2009): Calculation of health expectancies with administrative data for North Rhine-Westphalia, a Federal State of Germany, 1999-2005, Population Health Metrics 19(7), 4.
- Rothgang, H. (2001): Finanzwirtschaftliche und strukturelle Entwicklungen in der Pflegeversicherung bis 2040 und mögliche alternative Konzepte, Endbericht zu einer Expertise für die Enquête-Kommission „Demographischer Wandel“ des Deutschen Bundestages, Bremen.
- Rothgang, H. (2005): Demographischer Wandel und Pflege(ver)sicherung, in: Kerschbaumer, J. / Schroeder, W. (Hrsg.), Sozialstaat und demographischer Wandel. Herausforderungen für Arbeitsmarkt und Sozialversicherung, Wiesbaden.
- Rothgang, H. / Müller, R. / Unger, R. (2012): Themenreport „Pflege 2030“, Was ist zu erwarten – was ist zu tun?, Gütersloh.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der Entwicklung im Gesundheitswesen (2009): Koordination und Integration – Gesundheitsversorgung in einer Gesellschaft des längeren Lebens, Drucksache 16/13770, Bonn.
- Schnabel, R. (2007): Zukunft der Pflege, Initiative Neue Soziale Marktwirtschaft, Köln.
- Scholz, R. / Schulz, A. (2010): Assessing old-age long-term care using the concepts of healthy life expectancy and care duration: the new parameter “Long-Term Care-Free Life-Expectancy (LTCF)”, Max-Planck-Institut für demografische Forschung, Working Paper 2010-001.
- Schulz, E. / Leidl, R. / König, H.-H. (2001): Auswirkungen der demographischen Entwicklung auf die Zahl der Pflegefälle. Vorausschätzungen bis 2020 mit Ausblick auf 2050, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin.
- Statistisches Bundesamt (2009): Bevölkerung Deutschlands bis 2060 – Ergebnisse der 12. Koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung, Wiesbaden, Download unter: <https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Bevoelkerung/Vorausberechnung/Bevoelkerung/BevoelkerungDeutschland2060.html> (Zugriff am 16.09.2013).

- Statistisches Bundesamt (2010): Demografischer Wandel in Deutschland, Auswirkungen auf Krankenhausbehandlungen und Pflegebedürftige im Bund und in den Ländern, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2013a): Pflegestatistik über die Pflegeversicherung, Leistungsempfänger und Leistungsempfängerinnen am 15.12.2011 (Z1), Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2013b): Bevölkerung am 31.12.2011 nach Alters- und Geburtsjahren (A1), Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2012a): Natürliche Bevölkerungsbewegung, Bevölkerung und Erwerbstätigkeit, Fachserie 1, Reihe 1.1, Wiesbaden, Download unter: https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Bevoelkerung/Bevoelkerungsbewegung/Bevoelkerungsbewegung2010110107004.pdf?__blob=publicationFile (Zugriff am 16.09.2013).
- Statistisches Bundesamt (2012b): Periodensterbetafeln für Deutschland, Allgemeine Sterbetafeln, abgekürzte Sterbetafeln, Sterbetafeln (1871/1881 bis 2008/2010), Wiesbaden, Download unter: https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Bevoelkerung/Bevoelkerungsbewegung/PeriodensterbetafelnPDF_5126202.pdf?__blob=publicationFile (Zugriff am 16.09.2013).
- Sullivan, D. F. (1971): A single index of mortality and morbidity, HSMHA Health Reports 86(4), 347–354.
- Unger, R. (2006): Trends in active life expectancy in Germany between 1984 and 2003 – a cohort analysis with different health indicators, Journal of Public Health 14(3), 155-163.
- Unger, R. / Müller, R. / Rothgang, H. (2011): Lebenserwartung in und ohne Pflegebedürftigkeit. Ausmaß und Entwicklungstendenzen in Deutschland, Das Gesundheitswesen 73(5), 292–297.
- Wingenfeld, K. / Schaeffer, D. (2011): Die Weiterentwicklung des Pflegebedürftigkeitsbegriffs und des Begutachtungsverfahrens in der Pflegeversicherung, G + G Wissenschaft 11(3), 7–13.

Modul 4

Financial sustainability of the German Statutory Pension Scheme through 2060 – Can Higher Fertility Rates and Immigration Mitigate the Financial Pressure?

Andy Zuchandke

Ute Lohse

J.-Matthias Graf von der Schulenburg

Arbeitspapier

Ersteinreichung in *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*

Financial Sustainability of the German Statutory Pension Scheme through 2060 – Can Higher Fertility Rates and Immigration Mitigate the Financial Pressure?

Andy Zuchandke^{*†}

Ute Lohse^{*}

J.-Matthias Graf von der Schulenburg^{*†}

Abstract

Population ageing is regarded as a threat to the financial sustainability of the German pay-as-you-go financed statutory pension scheme. Among other possibilities, higher fertility rates and immigration are discussed as strategies to stabilize the financial situation of the statutory pension scheme. The results indicate that higher fertility rates and higher net migration could alleviate future financial pressure on the financial sustainability of the German statutory pension scheme. Specifically, considering combined scenarios including both components reveals a substantial impact on the contribution and replacement rates. Nevertheless, none of the components can solve the system's financial problems.

Keywords: population development, statutory pension scheme, funding, sustainability, fertility, migration

JEL: C15, H55, J11, H55

^{*} Leibniz Universität Hannover, Institute for Risk and Insurance, Königsworther Platz 1, 30167 Hannover, Germany.

[†] Center for Risk and Insurance, Otto-Brenner-Str. 1, 30159 Hannover, Germany.

1. Introduction

Population ageing will exert significant pressure on the future financial stability of the German pay-as-you-go (PAYGO) financed statutory pension scheme (SPS). This situation has two different causes - increasing life expectancy and low fertility rates – and is known as the double ageing effect. Additionally, the high fertility rates of the 1950s and 1960s (known as the baby boom¹) also affect the population structure. This further reduces the financial sustainability of the SPS, as the baby-boom generation will reach retirement age over the next 30 years

To stabilize the German SPS, various reforms that generally focus on improving the old-age dependency ratio are being discussed or have already been implemented. A comprehensive overview of past reforms is provided in Bonin (2009). One example represents the established reform in 2007 to increase the legal retirement age from 65 in 2011 (for birth cohorts until 1946) to 67 in 2029 (for birth cohorts after 1963) (“*RV-Altersgrenzenanpassungsgesetz*”).

In addition to directly increasing the legal retirement age, higher net migration and fertility rates are also frequently discussed as solutions to reduce the upcoming financial stress of the SPS (see next section). The relevance of this topic is also reflected in the Federal Government's demographic strategy (see Federal Ministry of the Interior, 2013), presented at the third “*Demografiegipfel*” in May 2013. Strengthening the family and increasing the immigration of skilled foreign workers are two important aims of the demographic strategy.

Regarding fertility and immigration or net migration respectively, how do these factors influence the contribution rate and the net replacement rate² (i.e., on the financial sustainability) and what are the medium- and long-term effects? Furthermore, comparing the magnitudes of the two factors’ effects and considering combined scenarios for fertility and net migration are also relevant in interpreting the impact of fertility and net migration on the financial sustainability of the SPS. In the case of net migration, it is necessary to consider the current trend (i.e., high net migration) when conducting our analysis. In this context, we will also address the following question: What would the impact on the

¹ Cohorts born from 1956 through 1965 are characterized as baby-boom generation (Simonson, Gordo and Kelle, 2011).

² The (net) replacement rate is the proportion of the (net pre-tax) pension of a standard retiree (45 years of entitlement for pensions) to the average (net pre-tax) wage income.

contribution and replacement rates be if the net migration were to remain at its current high level of over 300,000 persons (see Federal Statistical Office, 2013c) for a longer period?

Based on these questions, the aim of our study is to simulate the trends in the contribution and net replacement rates through 2060. Furthermore, we analyze how changes in fertility rates and net migration will alleviate the future financial stress on the German SPS and compare the different results. In this context, we will examine the stabilization effects regarding the financial sustainability of the SPS. As a measure of financial sustainability it seems plausible to consider the upper limit the German government has established for the contribution rate – 20% until 2020 and 22% until 2030 – and the lower limit for the net replacement rate – 46% until 2020 and 43% until 2030. When projections by the Federal Ministry of Labor and Social Affairs indicate a forecasted contribution rate that exceeds the limits or a forecasted net replacement rate that is below the limits, the government must suggest appropriate alternatives to improve the financial situation.³

The insights presented in this article provide directions for future policy options for Germany and other countries confronting similar challenges.

The remainder of the paper is structured as follows. In the next section, we introduce the current SPS and provide a literature review related to the topic under study. Furthermore, we present the contribution of our analysis to the literature. In the third section, we briefly describe our simulation model. The results are presented in the fourth section. Subsequently, the results of our analysis are discussed and limitations are described. Finally, we conclude our paper.

2. Literature Review

As previously mentioned, various authors have cited the demographic factors fertility rate and net migration as possible elements that could mitigate the pension crisis. Migration is a relevant factor because higher immigration leads to a larger workforce and a rejuvenation of the population (see, e.g., Kemnitz 2008). Several studies, e.g., Bonin et al. (2000), Kemnitz (2008), Lacomba and Lagos (2010) and Börsch-Supan (2002), indicate the potential for positive effects of higher immigration on labor markets and social security or SPS. Nevertheless, these effects are ambiguous. More precisely, the effects of immigration on the welfare or sustainability of the SPS depends on several factors, such as temporary versus

³ See §154 Social Codebook VI.

permanent immigration, the skill level of immigrants and the type of pension system (e.g., Chiswick, 2009 and Munz and Werding, 2005). Therefore, authors such as Bonin et al. (2000) and Börsch-Supan (2002) state that higher immigration could influence the sustainability of the SPS only to a limited degree. A recent study by Brücker (2013) demonstrated that the skill level of immigrants to Germany improved over the last decade. Currently, the majority of immigrants are highly educated. Based on these facts, Brücker (2013) argues that the labor market and social system will definitely benefit from immigration. More precisely, he states that the SPS benefits from immigration because the contributions immigrants make exceed the benefits they receive.

Although the above arguments are stated frequently, few studies provide detailed information on the effects of higher immigration on the contribution and replacement rates of the SPS. With respect to the contribution rate, only Börsch-Supan (2002) provides a detailed analysis on the contribution rate but does not address the replacement rate (because the focus was on the former pension system of 1992). Although Holthausen et al. (2012) cover the effect of higher immigration on both the contribution and replacement rates, they only consider two different levels of net migration (100,000 and 200,000 persons). Furthermore, precise effects over time are not identifiable.

With respect to fertility, social security systems constitute one reason for low fertility rates in industrialized countries (see, e.g., Sinn, 1997). Based on this relationship, several studies have suggested the implementation of a child benefit system (such as Cigno and Werding, 2007 and Sinn, 2005) as a mechanism to increase the incentives for having children and thereby increase the number of children born in a population. To quantify the effect of fertility rates on the financial situation of a (statutory) pension scheme, different simulation studies by European Commission (2001), Holthausen et al. (2012) and OECD (2001) considered a variety of fertility rates. While these studies reported a positive effect of higher fertility rates on the financial situation of a pension system, a significant effect was identified only in the long run. However, although the mentioned studies demonstrate the long-term effects of higher fertility rates on the contribution and replacement rates, they do not illustrate precise effects over time.

Regarding a comparison of the two factors, prior literature generally only considers a single factor or fails to compare the magnitudes of the two factors' effects. Furthermore, combined scenarios including fertility and net migration were also not considered.

Based on the literature review, our simulation contributes to the literature in several ways. As partly mentioned in the *Introduction*, we analyze precise medium- and long-term effects of variations in fertility and net migration on the contribution and net replacement rates. Additionally, considering the current trend in net migration – high values of net migration in 2011 (279,330) and 2012 (368,944) (see Federal Statistical Office 2013b, c) – is also useful to provide more plausible results regarding the impact of net migration on the financial sustainability of the SPS. In addition to analyzing both factors separately, we also compare the impacts of fertility and net migration and consider the magnitudes of the effects in combined scenarios on the financial sustainability of the SPS. Finally, we assume a measure for financial sustainability as a basis of comparison for the calculated contribution and replacement rates.

3. Methodology and Scenarios

Our projection is based on an own population forecast model using a deterministic cohort component method. The core of this approach involves the projection of three components: mortality, fertility and migration (see Smith et al., 2001).

An own population forecast model is required for the following reason: Whereas the available projections of the German Federal Statistical Office also provide variations in migration and fertility, the range is limited.⁴ Therefore, using our own forecast model enables us to consider a wider range and the current trends in both components (fertility and net migration).

The year 2011 represents the baseline year for the population structure – provided by Federal Statistical Office (2012b) – and 2012 is the first forecasted year for the population. To forecast age-specific mortality rates in our model, we assume an exponential functional form over time (see Bomsdorf and Trimborn, 1992). In our reference scenario, we use data from all available period life tables for West Germany⁵ from 1986 to 2010, provided by the Federal Statistical Office (2012c). Therefore, the first forecast year for mortality rates is 2011. Based on this procedure, we implicitly assume an increase in life expectancy at birth – on the basis of period life tables – from 77.73 (82.72) years in 2010 to 87.70 (89.59) years in 2060 for men (women). In comparison to the FSO's assumed life expectancies, our model

⁴ They consider values of 1.2, 1.4, 1.6 and 2.1 for fertility rates and 0, 100,000 and 200,000 for net migration.

⁵ The use of West German data is appropriate, as the difference in mortality rates between East and West Germany diminishes over time (see Federal Statistical Office 2012c).

implies a stronger convergence of male and female life expectancy (see Federal Statistical Office, 2009). The assumption of further convergence is in line with the trend observed over the last three decades. When considering life expectancy at birth (LE), the difference $LE_{\text{females}} - LE_{\text{males}}$ decreased from 6.7 years in 1980 to 5.0 years in 2010 (see Federal Statistical Office, 2012c).

In our reference scenario, we assume a constant fertility rate of 1.4. This value represents the long-term trend in West Germany and is often considered as a standard scenario (see Kühnetopf et al., 2011). More precisely, the average fertility rate between 1991 and 2011 is approximately 1.34 (see Federal Statistical Office, 2013a). The age-specific fertility rate is assumed to be constant over time and corresponds to the distribution in 2011 (see Federal Statistical Office, 2013a).

With respect to migration, we assume constant net migration (immigration – emigration) of 120,000 persons over time in our reference scenario. This value represents average net migration over the last decade (114,000) (see Federal Statistical Office, 2013b). Furthermore, a value of 100,000 is often used as a reference value. This ensures comparability between the reference scenario and the extant literature. Combined with the current net migration of 279,330 persons in 2011, we implicitly account for a decline in net migration to the assumed long-term net migration level. Therefore, our reference scenario implicitly assumes an only temporarily high level of net migration. For simplicity, we consider a linear decline from the value in 2011 to 120,000 in 2020. The value is assumed to be constant thereafter.

To analyze the impact of fertility and migration on the contribution and the net replacement rates, we consider different variations in the fertility rate and net migration. In the case of fertility, we use an interval of 1.0 to 2.1. The rationale for the lower limit is driven by the following question: what will the effect on the statutory pension scheme be when the average number of children per woman is one in the long run? For the upper limit, the long run value is set to the replacement level. The rationale for this is based on the recent positive trends in several European countries such as the Netherlands, France and Denmark (see Sobotka, 2011) and that it seems to be unlikely that fertility rates will exceed the replacement level (see, e.g., Bongaarts and Sobotka, 2012). Changes in the fertility rate are simply assumed to conclude in 2030. More precisely, we assume a linear adjustment from 2012 to 2030. The fertility rate remains constant thereafter.

Regarding the variation in net migration, we consider an interval of -100,000 to 400,000 for net migration.⁶ The rationale for this interval is motivated by historical and current data. The upper limit assumes a slight increase in current net migration of 368,000 persons in 2012 (see Federal Statistical Office, 2013c). Such an optimistic scenario could be possible due to the economic challenges facing many European countries. Bertoli et al. (2013) stated that such economic conditions could lead to higher immigration to Germany. In contrast to this scenario, the lower bound is based on the negative net migration observed in 2008 (-55,743) and 2009 (-12,782). These values indicate that such a negative scenario could also be possible. Therefore, we choose a negative lower bound to show the effects of an adverse development in migration. As mentioned above, the linear adjustment in net migration is assumed to conclude in 2020 and remain constant thereafter.

To analyze the trend of the contribution and net replacement rates, we establish a simulation model for the current pension system.⁷ This model essentially considers the following partially simplified budget constraint of the PAYGO pension system:

$$C_t^L + C_t^{UN} + G_t + R_t = P_t^R + E_t^I + E_t^R \quad (1)$$

The revenues are displayed on the left and the expenditures are shown on the right. The employee contributions that are subject to social insurance C_t^L are calculated by combining age- and gender-specific labor force rates with age- and gender-specific average wage income and the contribution rate in t . The labor force rates are calculated using data from the Federal Statistical Office (2012b) and the Federal Employment Agency (FEA, special calculation). The used rates are assumed to be constant over time. The age- and gender-specific average wage income is determined using data from the Federal Statistical Office (2008) and by the FEA (special calculation). Wage income is updated with an annual long-term gross-wage growth rate of 2.5%. This assumption is consistent with the average growth rate for the last two decades (2.3%) based on the national account (see Federal Statistical Office, 2013d).

⁶ A net immigration value of zero does not imply that there is no migration. We assume a constant emigration of 600,000 persons. Therefore, a value of zero indicates an immigration of 600,000 persons.

⁷ Similar projections can be found in Wilke (2009) and Holthausen et al. (2012). The model is constructed in Excel 2007 and utilizes Visual Basic for Applications (VBA).

C_t^{UN} represents the contributions of unemployed individuals in year t . We consider two different groups for unemployed individuals because the FEA only makes contributions for short-term unemployed individuals. These contributions are based on 80% of the most recent wage income. The federal subsidies G_t (e.g., general subsidy, subsidy for child education) are based on initial values for 2011 (see German Statutory Pension Insurance Scheme, 2012) and updated using the gross-wage growth rate. Related to §177 Social Codebook VI, subsidies for child education are further updated with the growth rate of the contribution rate and with the ratio of the number of children under three years of age in $t-2$ (Pop_{t-2}^{u3}) to the number of children under three years of age in $t-3$ (Pop_{t-3}^{u3}). A similar simplified updating procedure is used for the remaining revenues R_t (e.g., contribution for long-term care recipients).

The bulk of the expenditures are due to retirement benefits P_t^R (approximately 90% of the overall expenditures).⁸ Individual monthly pension benefits P_t in year t are calculated as follows:

$$P_t = \sum_{i=k}^s EP_i \times PT_s \times EF_s \times CPV_t \quad (2)$$

The factor $\sum_{i=k}^s EP$ is the sum of the individual earning points EP_i collected by individuals during their employment from the first year of employment at age k to the retirement age s . The credited annual earning points are greater (lower) than one if the individual's wage income is above (below) the average. PT_s represents the type of pension at pension age s and equals one for old-age pensions. The factor EF_s equals one if the individual decides to retire when reaching the legal retirement age. This factor is below (above) one if an individual decides to retire before or after reaching the legal retirement age. For each month in which retirement occurs before (after) reaching the legal age of retirement, the pension benefits (or rather the factor EF_s) are reduced (increased) by 0.03% (0.05%). The last factor CPV_t represents the pension value in year t , which is calculated using the following equation:

$$CPV_t = CPV_{t-1} \times \underbrace{\frac{Gl_{t-1}}{Gl_{t-2}}}_{\text{wage factor}} \times \underbrace{\frac{100 - CPP_{t-1} - CR_{t-1}}{100 - CPP_{t-2} - CR_{t-2}}}_{\text{contribution rate factor}} \times \underbrace{\left[\left(1 - \frac{RC_{t-1}}{RC_{t-2}} \right) \times \alpha + 1 \right]}_{\text{sustainability factor}} \quad (3)$$

⁸ This fraction as well as all subsequent values can be found in German Statutory Pension Insurance Scheme (2012).

Relative to the pension value in year $t-1$, the value in year t can change for three main reasons. First, the pension value depends on the wage factor. An increase (decrease) in the average gross wage GI between $t-2$ and $t-1$ has, *ceteris paribus*, a positive (negative) effect on the pension value. The second factor relates to the change in the contribution rate CR and the rate of contribution to subsidized private pension plans CPP . The latter rate has had a constant value of four since 2012. The third reason is the sustainability factor and considers the change in the ratio of retirees to contributors RC . When the ratio of retirees increases from $t-2$ to $t-1$, the pension value would, *ceteris paribus*, decrease. The strength of this effect is influenced by the constant factor α , which has a current value of 0.25. This weighting factor distributes the additional financial burden resulting from an increasing old-age dependency ratio between retirees and workers.

Based on equation (2), the projection of the earning points is the most important factor. To calculate the average age- and gender-specific earning points, we evaluate age- and gender-specific earning profiles (see Fitzenberger, 2001). Using this procedure, we are able to derive the average age- and gender-specific earning points of employees subject to social insurance requirements for each birth cohort and for short-term unemployed individuals. For cohorts who have already reached retirement age and those who have already received earning points, we use historical data from the Federal Ministry of Labor and Social Affairs (2012) and the German Statutory Pension Insurance Scheme (2011). In the next step, we calculate the number of persons who enter retirement. We assume that individuals do not retire before the age of 50 and that all retired individuals between the ages of 50 and 61 retire because of disability. Therefore, the minimum old-age retirement age is 62. We also assume a maximum retirement age of 70.⁹ We then match the number of individuals in each cohort with retirement age s to the collected earning points until age s of their respective cohort. Finally, we calculate retirement benefits using equation (2). Here, we consider a factor EF that is smaller (larger) than one for individuals who retire before (after) reaching the legal retirement age.

⁹ The retirement age could be below 50 or above 70. However, the fraction of retirees in these categories is small and can thus be ignored without significantly influencing the results (see also Holthausen et al., 2012).

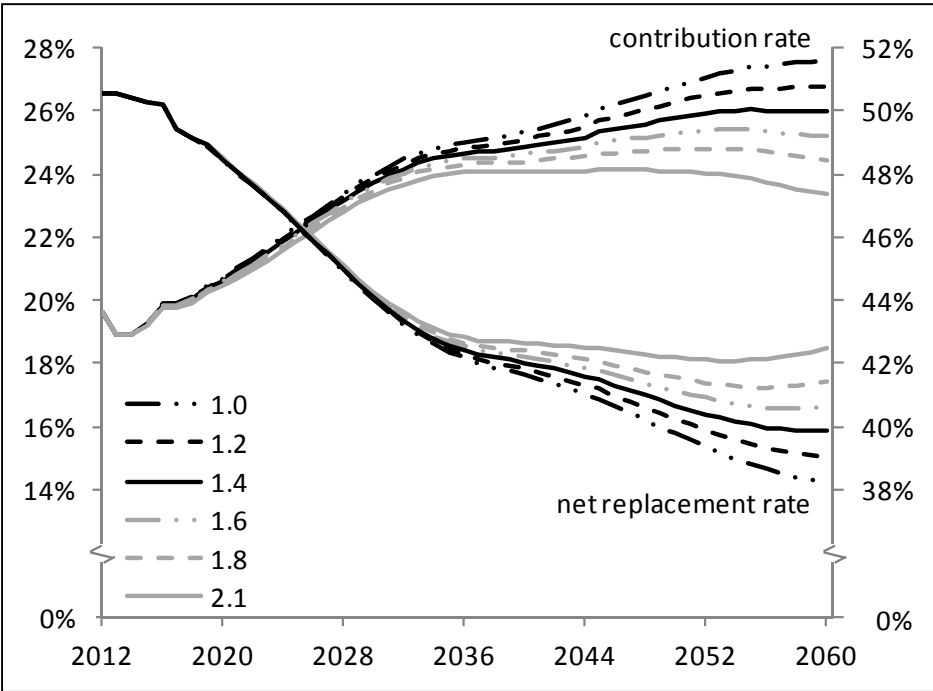
Payments for health insurance E_t^I are calculated by multiplying the retirement benefits by the respective contribution rate, which is 7.3% for statutory health insurance.¹⁰ The remaining payments E_t^R are updated using the gross-wage growth rate.

With respect to the projections, the contribution rate is forecasted from 2014 and the net replacement rate from 2012. In 2013, the contribution rate is 18.9% of the gross-wage income.¹¹ For simplicity, we assume that the current average retirement age (63.8) does not increase as a result of the higher legal retirement age.¹²

4. Results

When we examine the impact of a change in the fertility rate (Figure 1), a higher (lower) fertility rate leads to a lower (higher) contribution rate and a higher (lower) net replacement rate in general

Figure 1: Impact of a variation in fertility on the contribution rate (left scale) and the net replacement rate (right scale) in percentage points, 2012-2060 (German Statutory Pension Insurance Scheme, 2012 and own calculations)



¹⁰ The total contribution rate is 15.5%; 0.9% of the rate is covered by the retiree, and the remaining contribution rate is divided equally between the retiree and statutory pension insurance. Therefore, pension insurance must pay a contribution rate of 7.3%.

¹¹ The contribution rate is divided equally between employees and employers. The contribution must be paid up to a certain ceiling, which is EUR 5,800 in West Germany and EUR 4,900 in East Germany for 2013.

¹² A change in the retirement behavior would of course impact the contribution and net replacement rates. Nevertheless, it would not change the results with respect to changes in the fertility rate and the net migration.

In a more detailed examination of the impact of the fertility rate on the contribution and replacement rates, Table A1 (see Appendix) presents concrete values for the contribution and replacement rates under different scenarios. For example, the contribution rate will be 0.80 (2.88) percentage points below the reference scenario in 2040 (2060) when the fertility rate increases from 1.4 in 2011 to the replacement level (2.1) in 2030. Furthermore, the net replacement rate will be 0.63 (2.44) percentage points above the reference scenario in 2040 (2060) based on the same comparison. Conversely, the contribution rate will be 0.47 (1.63) percentage points above the reference scenario in 2040 (2060) when the fertility rate decreases to a value of 1.0 in 2030. Additionally, the net replacement rate will be 0.37 (1.64) percentage points below the reference scenario in 2040 (2060).

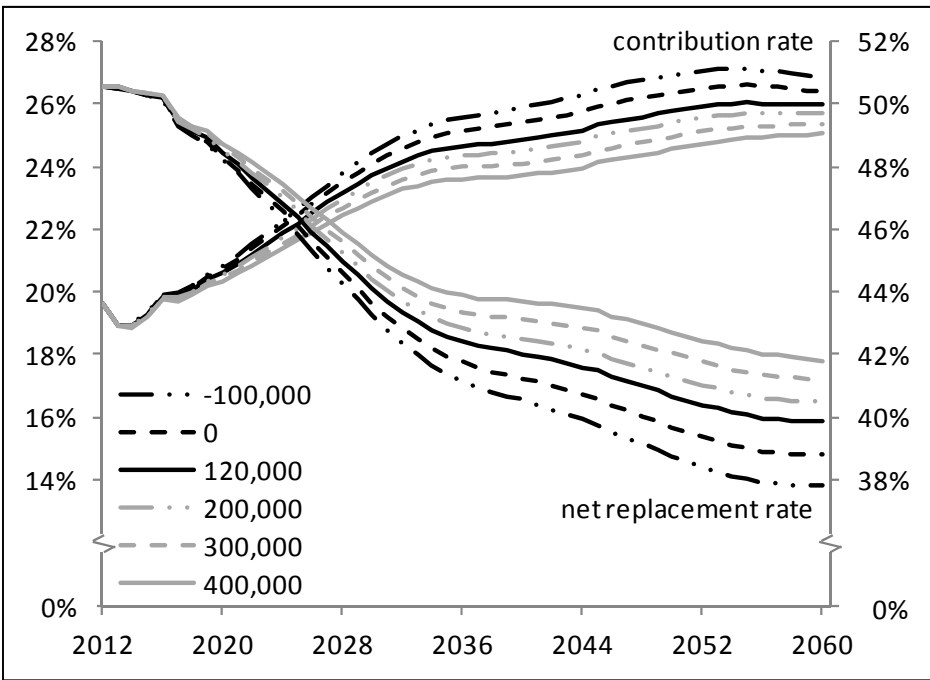
As observed, a variation in the fertility rate leads to a small immediate effect and a stronger long-term effect. Two factors are responsible for this: First, the immediate but small impact in the first periods is based on the number of children under the age of three. As described in the previous section, this effect will influence the subsidies for child education. An increase in this population group over time will increase the amount of subsidies and thus affect the contribution rate. The second effect impacts the contribution rate beginning in 2028. When the higher birth rate cohorts enter the labor force, the number of workers and thus the amount of contributions will be affected. This will further decrease (increase) the contribution rate when the fertility rate increases (decreases). In the long run, a higher (lower) fertility rate leads to a greater (smaller) number of retirees and therefore influences retirement benefits. This would reduce the impact of a higher or lower fertility rate. However, this effect (starting after 2070) is not relevant in the timeframe considered in our paper.

Although the impact on the net replacement rate is similar, the first effect described only influences this rate indirectly and is thus quite small. Therefore, only the second effect has a significant influence on the replacement rate.

The impact of net migration on both factors is depicted in Figure 2. Compared with the reference scenario, higher (lower) net migration leads to a lower (higher) contribution rate and a higher (lower) net replacement rate in general. Examining the impact over time in greater detail, Table A2 (see Appendix) presents concrete values for the contribution and net replacement rates under different scenarios. For example, the contribution rate will be 0.94 (0.71) percentage points below the reference scenario in 2040 (2060) when net migration

increases to 400,000 persons. Furthermore, the net replacement rate will be 1.37 (1.64) percentage points above the reference scenario in 2040 (2060) based on the same comparison. Conversely, the contribution rate will be 1.03 (0.86) percentage points above the reference scenario in 2040 (2060) when net migration decreases to a value of -100,000. Additionally, the net replacement rate will be 1.48 (2.04) percentage points below the reference scenario in 2040 (2060).

Figure 2: Impact of a variation in net migration on the contribution rate (left scale) and the net replacement rate (right scale) in percentage points, 2012-2060 (German Statutory Pension Insurance Scheme, 2012 and own calculations)



Here, two different situations can be observed. Whereas the immediate and medium-term effects of both factors (contribution and net replacement rates) are relatively high, the long-term effect is – compared to the medium-term effect – smaller for the contribution and the net replacement rates. The following two situations are responsible for this relationship: First, although immigration takes place in all age groups, the largest group of immigrants is part of the middle age group and thus has the greatest effect on the workforce. Hence, higher (lower) net migration decreases (increases) the ratio of retirees to workers and dampens (strengthens) the increase (decrease) in the contribution rate (replacement rate). Second, the opposite will be the case for the ratio of retirees to workers when the age groups – or cohorts, respectively – with higher (lower) net migration reach retirement age.

Therefore, the ratio of retirees to workers increases (decreases) *ceteris paribus* in the long run and pension benefits increase (decrease) *ceteris paribus*. This leads to a negative (positive) impact on both the contribution and replacement rates. As a result, the long-term effect of higher (lower) net migration is still positive (negative) but smaller than the medium-term effect.

5. Discussion and Limitations

The results revealed a significant increase (decrease) in the contribution rate (net replacement rate) that is primarily caused by demographic change. Especially during the next 25 years – when the baby boom generations reach retirement age – a substantial increase (decrease) in the contribution rate (net replacement rate) is foreseeable. Moreover, the contribution rate exceeds the defined upper limit of 22% by approximately four percentage points, and the net replacement rate falls below the defined lower limit of 43% by approximately three percentage points.

When we examine the impact of higher fertility rates and higher net migration, the results indicate a general dampening effect on the increasing (decreasing) contribution rate (net replacement rate). However, the magnitude of the impact differs between the two factors and over time.

With respect to the fertility rate, a substantial impact on the contribution and net replacement rates is only observed in the long run. Therefore, higher fertility rates represent a means of providing significant long-term support for the financial sustainability of the SPS. In contrast to the long run effects, the apparent increase in financial pressure over the next 25 years cannot (or can only slightly) be mitigated by higher fertility rates. Furthermore, additional pressure on long-term financial sustainability arises if the government is unable to stabilize or increase the currently low fertility rate.

Compared to the fertility rate, the impact of higher net migration on the contribution and net replacement rates is lower in the long run, especially in case of the contribution rate. More precisely, an increase in net migration to 400,000 persons reduces the contribution rate by 0.90 percentage points in 2060. A similar impact on the contribution rate is achieved when the fertility rate rises from 1.4 to 1.6 (0.78 percentage points). However, a change in net migration has a stronger immediate and medium-term impact on both factors (contribution and replacement rates). This argument also holds for the comparison to long-

term effects of net migration (in case of the contribution rate) and the immediate and medium-term effects of a change in the fertility rate (for both factors) (see Tables A2 and A3). Therefore, higher net migration can mitigate the increase (decrease) in the contribution rate (net replacement rate) – especially over the next 25 years – when the baby boom generation reaches retirement age. More precisely, if the government succeeds in maintaining net migration at the current high level of 300,000 (or even 400,000) persons, this would reduce the contribution rate by 0.38 (0.67) percentage points in 2030 and 0.54 (0.94) percentage points in 2040. Additionally, the net replacement rate will be approximately 0.49 (0.85) percentage points higher in 2030 and 0.79 (1.37) percentage points higher in 2040.

In contrast to this positive development, additional medium- and long-term pressure on financial sustainability arises if the government is unable to maintain net migration at the current high level. In the worst case we considered (net migration of -100,000) there is a non-negligible impact on financial sustainability.

In addition to examining both factors separately, one could also consider a combined scenario for the contribution and replacement rates when analyzing their ability to support the financial sustainability of the SPS. For example, a likely scenario or a possible range would be an increase in the fertility rate between 1.6 and 1.8 (see Sobotka, 2011 and Bongaarts and Sobotka, 2012) and net migration between 300,000 and 350,000 (see Bertoli et al., 2013). The results on the contribution and the net replacement rates are provided in Table 1.

As seen in the table, the change in the contribution rate (net replacement rate) lies between -0.98 and -1.39 (1.28 and 1.73) percentage points in 2040 and between -1.34 and -2.22 (2.05 and 3.04) percentage points in 2060. Considering a more optimistic but less likely scenario (fertility rate: 2.1 and net migration: 400,000) the contribution rate (net replacement rate) would be 1.92 (2.25) percentage points higher (lower) in 2040 and 3.44 (4.26) percentage points higher (lower) in 2060 compared to the reference scenario. Thus, these results show that considering an increase in both components indicates that the financial sustainability of the SPS can be substantially improved in the medium-term and in the long run. This is also true for the more likely combined scenario.

Table 1: Change in the contribution and net replacement rates for different combined scenarios relative to the reference scenario (own calculations) (net migration in thousands)

change in the contribution rate in percentage points													
2030 (23.72%)*				2040 (24.85%)			2050 (25.76%)			2060 (25.93%)			
net migration													
300				350			400			400			
fertility rate	1.6	-0.66	-0.80	-0.94	-0.98	-1.17	-1.36	-1.28	-1.48	-1.67	-1.34	-1.47	-1.59
	1.8	-0.78	-0.92	-1.06	-1.20	-1.39	-1.58	-1.74	-1.93	-2.12	-2.10	-2.22	-2.33
	2.1	-0.95	-1.10	-1.23	-1.54	-1.73	-1.92	-2.42	-2.60	-2.78	-3.24	-3.34	-3.44

change in the net replacement rate in percentage points													
2030 (44.11%)*				2040 (42.02%)			2050 (40.69%)			2060 (39.84%)			
net migration													
300				350			400			400			
fertility rate	1.6	0.73	0.91	1.09	1.28	1.57	1.85	1.77	2.11	2.43	2.05	2.37	2.68
	1.8	0.77	0.96	1.14	1.45	1.73	2.01	2.18	2.51	2.83	2.73	3.04	3.34
	2.1	0.84	1.03	1.21	1.69	1.97	2.25	2.77	3.10	3.41	3.67	3.97	4.26

*Contribution and replacement rates for the reference scenario in parenthesis.

However, all results previously presented and discussed also reveal that none of the components can eliminate the pressure on the financial sustainability of the SPS. Using the above mentioned upper (lower) limits of 22% (43%) as long-term limits (e.g., until 2060), even the presented optimistic scenario will exceed the upper limit of 22% for the contribution rate. One combination where both criteria are met over the entire interval is a fertility rate of 2.4 and net migration of 700,000 persons. This situation is also the case when we consider a change in retirement behavior parallel to the increase in the legal retirement age.¹³ When we assume this change and consider the optimistic scenario (fertility rate: 2.1 and net migration: 400,000), the maximum contribution rate is 22.91% in 2054 and the minimum net replacement rate is 44.10% in 2058. One combination to meet both criteria is a fertility rate of 2.3 and net migration of 600,000 persons. Comparing these values with the current fertility rate and net migration, such combinations seem implausible, independent of retirement behavior.

Our analysis is characterized by various limitations that must be mentioned. Our sensitivity analysis assumes a successful integration of immigrants into the labor market. Therefore, we implicitly assume that employment rates of the whole population will not differ due to a

¹³ In this scenario, we increase the average retirement age by two years.

change in net migration. If employment rates were to change due to higher (lower) net migration (e.g., lower labor force participation), the effects of immigration on the contribution and net replacement rates would likely be overestimated.

In the case of fertility, we do not consider a possible negative correlation between fertility rates and female labor force participation. In this case, the effect we observed on the contribution and net replacement rates would be overestimated. Nevertheless, this correlation is not consistently observed empirically (see Croda et al., 2011 and Adserà, 2004).

Furthermore, we assume that labor markets, retirement behavior and economic factors are exogenous and therefore do not consider interdependencies between certain factors. With respect to the simulated SPS outcomes, we do not distinguish between East and West Germany. Nevertheless, to further improve our simulation model, these limitations will be addressed in future work.

6. Conclusion

Demographic change will alter both the number of retirees and the size of the workforce, with major consequences for the German SPS. Therefore, the government has already implemented a number of reforms to improve the financial sustainability of the SPS. Among other factors, higher fertility rates and net migration are regarded as potential strategies to reduce the future financial distress of the SPS. As the results have shown, both components can mitigate the coming financial pressure on the financial sustainability of the SPS caused by demographic challenges. Especially when considering a scenario that combines both components, the medium- and long-term effects could have a meaningful impact on the contribution and replacement rates. However, the two components cannot (even combined) fully alleviate the financial distress. Furthermore, the strongest impact of higher fertility rates (net migration) is observed in the long run (medium-term).

Nevertheless, the results also reveal that in addition to improving the family structure and increasing the immigration of (high skilled) individuals, further reforms are necessary (e.g., further increasing the legal retirement age) as complementary factors to higher fertility rates and net migration to ensure the financial sustainability of the SPS.

References

- Adserà, A. (2004), 'Changing fertility rates in developed countries. The impact of labor market institutions', *Journal of Population Economics* 17(1), 17–43.
- Bertoli, S., Brücker, H. and Moraga, J. F.-H. (2013), 'The European Crisis and Migration to Germany: Expectations and the Diversion of Migration Flows', IZA Discussion Paper 7170, Bonn.
- Bomsdorf, E., and Trimborn, M. (1992), 'Sterbetafel 2000. Modellrechnungen der Sterbetafel', *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 8, 457–485.
- Bongaarts, J. and Sobotka, T. (2012), 'A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility', *Population and Development Review* 38(1), 83–120.
- Bonin, H. (2009), '15 years of pension reform in Germany. Old success and new threats', *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice* 34(4), 548–560.
- Bonin, H., Raffelhüschen, B. and Walliser, J. (2000), 'Can immigration alleviate the demographic burden?', *Public Finance Analysis* 57(1), 1–21.
- Börsch-Supan, A. (2002), 'Mehr Zuwanderung? Zur Rolle des Auslands bei der Stabilisierung der gesetzlichen Rentenversicherung in Deutschland', *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 71(2), 187–198.
- Brücker (2013), 'Auswirkungen der Einwanderung auf Arbeitsmarkt und Sozialstaat: Neue Erkenntnisse und Schlussfolgerungen für die Einwanderungspolitik', Bertelsmann Stiftung: Gütersloh.
- Chiswick, B. R. (2009), 'Top ten myths and fallacies regarding immigration', Working Paper, Institute for the Study of Labor, Bonn.
- Cigno, A. and Werding, M. (2007), *Children and Pensions*, MIT Press, Cambridge, Mass.
- Croda, E., Kyriazidou, E. and Polycarpou, I. (2011), 'Intertemporal Labor Force Participation of Married Women in Germany: A Panel Data Analysis', Working Paper, Venice.
- European Commission (2001), 'Budgetary challenges posed by ageing populations. The impact on public spending on pensions, health and long-term care for the elderly and possible indicators of the long-term sustainability of public finances' (October), Bruxelles.
- Federal Ministry of Labor and Social Affairs (2012), 'Rentenbestandsstatistik 2011', Bonn.
- Federal Ministry of the Interior (2013), 'Every Age Counts - The Federal Government's demographic strategy', Berlin.

- Federal Statistical Office (2008), 'Verdienste und Arbeitskosten – Verdienststruktur-erhebung', Wiesbaden.
- Federal Statistical Office (2009), 'Bevölkerung Deutschlands bis 2060 - 12. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung', Wiesbaden.
- Federal Statistical Office (2012a), 'Bevölkerung und Erwerbstätigkeit - Stand und Entwicklung der Erwerbstätigkeit in Deutschland 2011', Wiesbaden.
- Federal Statistical Office (2012b), 'Bevölkerung und Erwerbstätigkeit – Bevölkerungsfortschreibung 2011', Wiesbaden.
- Federal Statistical Office (2012c), 'Periodensterbetafeln für Deutschland – Allgemeine Sterbetafeln, abgekürzte Sterbetafeln und Sterbetafeln', Wiesbaden.
- Federal Statistical Office (2013a), 'Bevölkerung und Erwerbstätigkeit – Natürliche Bevölkerungsbewegung 2011', Wiesbaden.
- Federal Statistical Office (2013b), 'Bevölkerung und Erwerbstätigkeit – Wanderungen 2011', Wiesbaden.
- Federal Statistical Office (2013c), 'Bevölkerung und Erwerbstätigkeit – Vorläufige Wanderungsergebnisse 2012', Wiesbaden.
- Federal Statistical Office (2013d), 'Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen – Inlandsproduktsberechnung - Lange Reihen ab 1970', Wiesbaden.
- Fitzenberger, B. (2001), 'Testing for uniform wage trends in West-Germany. A cohort analysis using quantile regressions for censored data', *Empirical Economics* 26(1), 41–86.
- German Statutory Pension Insurance Scheme (2011) 'Versicherte ohne Rentenbezug 2010', from http://forschung.deutsche-rentenversicherung.de/ForschPortalWeb/contentAction.do?stataktID=7DC2A3E1880FED78C125798B0027AD88&chstatakt_VersicherteRentenanwartschaften=WebPagesIOP428&open&viewName=statakt_VersicherteRentenanwartschaften#WebPagesIOP428, accessed September 16, 2013.
- German Statutory Pension Insurance Scheme (2012), 'Rentenversicherung in Zahlen 2012', from http://www.deutsche-rentenversicherung.de/cae/servlet/contentblob/238692/publicationFile/51912/rv_in_zahlen_2012.pdf, accessed September 16, 2013.
- Holthausen, A., Rausch, J. and Wilke, C. (2012), 'MEA-PENSIM 2.0. Weiterentwicklung eines Rentensimulationsmodells, Konzeption und ausgewählte Anwendungen', Working Paper, Munich Center for the Economics of Aging, Munich.

- Kemnitz, A. (2008), 'Can immigrant employment alleviate the demographic burden? The role of union centralization', *Economics Letters* 99(1), 123–126.
- Kühntopf, S., Tivig, T. and Stelter, R. (2011), 'The Setting: Demographic Trends and Economic Development in Germany and Two Selected Regions', in Kronenberg, T. and Kuckshinrichs, W. (eds.): *Demography and Infrastructure - National and Regional Aspects of Demographic Change*, Springer, Berlin.
- Lacomba, J. A. and Lagos, F. (2010), 'Immigration and pension benefits in the host country', *Economica* 77(306), 283–295.
- Munz, S. and Werding, M. (2005), 'Public pensions and international migration: some clarifications and illustrative results', *Journal of Pension Economics and Finance* 4(2), 181–207.
- OECD (2001), 'Economic outlook 69 (June), Paris.
- Simonson, J., Gordo, L. R. and Kelle, N. (2011), 'The double German transformation. Changing male employment patterns in East and West Germany', Working Paper, German Institute for Economic Research, Berlin.
- Sinn, H.-W. (1997), 'Value of Children and Immigrants in a Pay-as-you-go Pension System: A Proposal for a Partial Transition to a Funded System', Working Paper, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Sinn, H.-W. (2005), 'Europe's demographic deficit. A plea for a child pension system', *The Economist* 153(1), 1–45.
- Smith, S. K., Tayman, J. and Swanson, D. A. (2001), *State and Local Population Projections: Methodology and Analysis*, Springer, New York.
- Sobotka, T. (2011), 'Fertility in Austria, Germany and Switzerland: Is there a Common Pattern?', *Comparative Population Studies*, 36(2-3), 263–304.
- Wilke, C. B. (2009): *German Pension Reform*, Peter Lang, Frankfurt am Main.

Appendix:

Table A1: Impact of a variation in the fertility rate on the contribution and net replacement rates in percentage points (own calculations)

contribution rate							net replacement rate					
year	fertility rate						fertility rate					
	1.0	1.2	1.4	1.6	1.8	2.1	1.0	1.2	1.4	1.6	1.8	2.1
2014	18.94	18.93	18.92	18.91	18.91	18.89	50.36	50.36	50.36	50.36	50.36	50.36
2016	19.97	19.95	19.93	19.90	19.88	19.84	50.16	50.16	50.16	50.16	50.16	50.16
2018	20.41	20.38	20.36	20.32	20.28	20.21	49.83	49.87	49.91	49.87	49.83	49.77
2020	20.65	20.60	20.56	20.52	20.48	20.42	48.31	48.32	48.32	48.34	48.35	48.37
2022	21.33	21.27	21.21	21.15	21.09	21.00	47.65	47.66	47.68	47.70	47.72	47.75
2024	22.00	21.93	21.85	21.78	21.70	21.59	46.78	46.80	46.83	46.85	46.87	46.90
2026	22.70	22.60	22.51	22.42	22.33	22.20	45.86	45.88	45.91	45.94	45.97	46.01
2028	23.37	23.26	23.16	23.05	22.95	22.79	44.92	44.96	44.99	45.03	45.06	45.11
2030	23.97	23.84	23.72	23.60	23.47	23.29	44.01	44.06	44.11	44.16	44.20	44.28
2032	24.47	24.32	24.18	24.03	23.89	23.68	43.22	43.29	43.36	43.42	43.49	43.59
2034	24.80	24.64	24.48	24.32	24.16	23.93	42.60	42.69	42.79	42.88	42.97	43.11
2036	25.02	24.84	24.67	24.49	24.32	24.06	42.19	42.30	42.42	42.54	42.65	42.83
2038	25.14	24.93	24.73	24.53	24.34	24.05	41.88	42.03	42.17	42.32	42.47	42.69
2040	25.32	25.09	24.85	24.62	24.39	24.05	41.65	41.84	42.02	42.21	42.39	42.65
2042	25.55	25.28	25.00	24.73	24.47	24.07	41.36	41.59	41.82	42.04	42.27	42.59
2044	25.81	25.49	25.17	24.85	24.54	24.08	41.04	41.32	41.59	41.86	42.13	42.52
2046	26.17	25.79	25.41	25.04	24.68	24.13	40.63	40.96	41.29	41.62	41.94	42.41
2048	26.47	26.03	25.60	25.17	24.74	24.11	40.19	40.59	40.98	41.37	41.74	42.29
2050	26.77	26.26	25.76	25.27	24.78	24.05	39.77	40.23	40.69	41.13	41.56	42.17
2052	27.05	26.48	25.91	25.35	24.81	23.97	39.35	39.88	40.39	40.90	41.39	42.08
2054	27.27	26.63	26.00	25.39	24.78	23.84	38.96	39.56	40.15	40.72	41.28	42.03
2056	27.40	26.70	26.01	25.34	24.66	23.61	38.64	39.32	39.98	40.62	41.23	42.05
2058	27.51	26.74	25.98	25.23	24.48	23.33	38.42	39.17	39.89	40.59	41.24	42.14
2060	27.60	26.77	25.93	25.11	24.29	23.05	38.22	39.06	39.84	40.59	41.31	42.28

Table A2: Impact of a variation in the net migration (in thousands) on the contribution and net replacement rates in percentage points (own calculations)

contribution rate							net replacement rate					
year	net migration						net migration					
	-100	0	120	200	300	400	-100	0	120	200	300	400
2014	18.96	18.94	18.92	18.91	18.89	18.88	50.34	50.34	50.36	50.36	50.37	50.38
2016	20.01	19.97	19.93	19.89	19.85	19.81	50.11	50.13	50.16	50.18	50.21	50.23
2018	20.46	20.41	20.36	20.30	20.22	20.15	49.65	49.77	49.91	49.90	49.89	49.87
2020	20.78	20.68	20.56	20.49	20.40	20.32	48.11	48.20	48.32	48.41	48.52	48.62
2022	21.52	21.38	21.21	21.10	20.97	20.84	47.32	47.48	47.68	47.81	47.98	48.14
2024	22.26	22.07	21.85	21.71	21.53	21.36	46.34	46.57	46.83	47.00	47.21	47.41
2026	23.02	22.78	22.51	22.34	22.12	21.91	45.30	45.58	45.91	46.13	46.39	46.66
2028	23.76	23.48	23.16	22.95	22.69	22.45	44.25	44.59	44.99	45.25	45.57	45.88
2030	24.42	24.09	23.72	23.48	23.18	22.90	43.24	43.64	44.11	44.41	44.79	45.15
2032	24.97	24.60	24.18	23.91	23.58	23.27	42.35	42.82	43.36	43.71	44.13	44.55
2034	25.34	24.94	24.48	24.18	23.83	23.49	41.65	42.18	42.79	43.18	43.65	44.11
2036	25.60	25.16	24.67	24.35	23.97	23.62	41.17	41.75	42.42	42.85	43.37	43.87
2038	25.72	25.25	24.73	24.40	24.01	23.64	40.81	41.44	42.17	42.64	43.20	43.74
2040	25.89	25.40	24.85	24.51	24.10	23.71	40.55	41.24	42.02	42.52	43.12	43.70
2042	26.08	25.57	25.00	24.65	24.22	23.83	40.24	40.98	41.82	42.35	42.99	43.59
2044	26.28	25.75	25.17	24.80	24.37	23.96	39.91	40.70	41.59	42.15	42.82	43.45
2046	26.55	26.01	25.41	25.04	24.60	24.19	39.52	40.36	41.29	41.88	42.57	43.22
2048	26.75	26.20	25.60	25.22	24.78	24.37	39.13	40.01	40.98	41.59	42.30	42.96
2050	26.92	26.37	25.76	25.39	24.95	24.54	38.76	39.68	40.69	41.31	42.03	42.71
2052	27.05	26.51	25.91	25.54	25.11	24.72	38.41	39.36	40.39	41.03	41.77	42.45
2054	27.10	26.58	26.00	25.65	25.24	24.85	38.12	39.09	40.15	40.79	41.53	42.21
2056	27.04	26.55	26.01	25.68	25.29	24.93	37.93	38.92	39.98	40.61	41.35	42.02
2058	26.90	26.46	25.98	25.68	25.33	25.00	37.83	38.83	39.89	40.53	41.26	41.91
2060	26.71	26.34	25.93	25.68	25.36	25.06	37.76	38.78	39.84	40.47	41.18	41.81

Modul 5

Financing Long-Term Care in Germany

Andy Zuchandke

Sebastian Reddemann

Simone Krummaker

in Costa-Font, J. and Courbage, C. (Hg.), *Financing Long Term Care in Europe: Institutions, Markets and Models*, Palgrave-MacMillan: Hampshire, 214–235, 2012

Hinweis: Der Verlag Palgrave-MacMillan hat einer erneuten Veröffentlichung des Buchbeitrags nicht zugestimmt.

Modul 6

Is provision for old-age the main saving motive of the future? — An empirical analysis for Germany

Tim Linderkamp

Andy Zuchandke

Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft 101(4), 517–537, 2012

DOI: 10.1007/s12297-012-0220-4

With kind permission from Springer Science+Business Media: *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, Is provision for old-age the main saving motive of the future? — An empirical analysis for Germany, 101(4), 2012, 517–537, Linderkamp, T., Zuchandke, A.

Is provision for old-age the main saving motive of the future? – An empirical analysis for Germany

Tim Linderkamp*

Andy Zuchandke†

Zusammenfassung:

Der demografische Wandel stellt eine große Herausforderung sowohl für die sozialen Sicherungssysteme in Deutschland als auch für die private Altersvorsorge eines Individuums dar. Demzufolge ist es entscheidend zu wissen, wie Personen die Wichtigkeit der privaten Altersvorsorge einschätzen und welchen Einfluss dies auf das Altersvorsorgesparen besitzt. Ziel dieses Beitrags ist es zum einen, die Bedeutung des Sparmotives Altersvorsorge zu untersuchen. Zum anderen wird analysiert, inwiefern die individuelle Einschätzung dieses Sparmotives einen Einfluss auf die Besitz- und Nachfragemwahrscheinlichkeit von verschiedenen Altersvorsorgeprodukten hat. Auf Grundlage der hier verwendeten Daten kann mit Hilfe von Paneldatenanalysen u.a. gezeigt werden, dass eine höhere Bedeutung des Sparmotivs Altersvorsorge vorrangig den Besitz von und die Nachfrage nach privaten Rentenversicherungen beeinflusst. Dagegen scheint bei staatlich geförderten Altersvorsorgeprodukten (bspw. Riester Rente) die Mitnahme dieser Förderung das ausschlaggebende Motiv zu sein.

* Kompetenzzentrum Versicherungswissenschaften GmbH, Königsworther Platz 1, 30167 Hannover

† Leibniz Universität Hannover, Institut für Versicherungsbetriebslehre, Königsworther Platz 1, 30167 Hannover

Abstract:

The demographic development is a big challenge for public and private pension schemes. In this context it is important to know if individuals recognize the problem and if this reflects on their attitude towards private pension schemes. The aim of our study is to analyze the general importance of the saving motive old-age provision as well as its impact on the ownership and the demand for old-age provision linked insurance products. We apply panel analysis techniques to show among others that old-age provision as a saving motive primarily impacts the ownership and the demand for annuities. On the contrary to this result, the state funding seems to be the dominant motivation behind the decision to buy state promoted annuities.

1. Introduction

The demographic development is a big challenge for the social security systems in many developed countries, the German statutory pension scheme being one example. Two demographic factors are at the heart of the problem: firstly the low fertility rate (currently 1.4 children per woman) and secondly the continuous increase in the life expectancy. As a consequence, the old-age dependency ratio¹ will increase from about 34 in 2010 to about 60-69 in 2060 (see e.g. Federal Statistical Office 2009, as well as Bowles and Zuchandke 2012), depending on the considered population forecast scenarios. To divide the resulting future financial burden between the contributors and the recipients of benefits, several reforms reducing the retirement benefits in the public pension system have been implemented. One of them e.g. shifts the age of retirement gradually from 65 years in 2011 to 67 years in 2029.

Therefore, private and occupational pension schemes become more and more important within the entire old-age provision. As a compensation for the reduction in retirement benefits in the public pension system, the government introduced several saving incentives. For example, state promoted annuities, called Riester pension scheme, were introduced in 2002 (a detailed description can be found in Hagen and Kleinlein 2012 as well as Börsch-Supan et al. 2012). Additionally incentives like tax exemptions for annuity products exist (German Federal Ministry of Finance 2005). In light of the increased public attention and the government subsidies, it is interesting to analyze if the importance of the provision for old age has changed and if this has effects on an individual level. This could have led to increased savings for old-age.

Above all, individuals, who do not recognize the importance of this development or cannot build up a sufficient old-age provision, are at risk to fall into poverty in old age. Different studies, e.g., by Pfarr and Schneider (2011) and by Coppola and Reil-Held (2010), show that, controlling for other characteristics like income and children, education has a positive effect on the demand for state promoted annuities. Therefore it can be assumed that people with higher education are more aware of supplemental old-age provision. This fact would provide important political implications since less educated people tend to have a lower income on average and therefore a higher probability to fall into the old-age poverty trap (Geyer 2011).

¹ The old-age dependency ratio is the number of elderly people divided by the number of adults. In the cited literature, it is the ratio between individuals older than 64 years and individuals aged between 20 and 64.

Nevertheless, provision for old age is only one of many possible saving motives. Individuals also save for reasons of precaution, consumption, bequest or to receive interest. A detailed description of nine different saving motives is presented in Browning and Lusardi (1996).

Different ways to save for old-age exist. In the context of private pension schemes, insurance linked products are one important class. Apart from the above mentioned state promoted annuities, annuities in general as well as mixed life-insurances are popular in Germany. Yet, each product has specific characteristics therefore covering specific needs. A mixed life insurance pays regular (e.g. monthly) benefits or a sum of money (“Kapitalwahlrecht”) if the insurance holder dies before a specific date or survives until expiration date. Therefore, several saving motives might be relevant for signing a mixed life insurance contract. Firstly the benefit can be used to build up a provision for old age (based on the known life cycle hypothesis; see Friedman 1957). Secondly, the consumption motive can be addressed. The policyholders aim could be to finance a major purchase with the expected benefit of this policy. Thirdly, in case of death or illness the policyholder wants relatives to be protected financially. So again the motive may be of precautionary nature.

In contrast to mixed life insurances, annuities and state promoted annuities should mainly focus on the provision for old-age motive due to their specific characteristics. Both products pay lifelong regular benefits starting from a certain age. State promoted annuities are subsidized in two ways: Policyholders either receive allowances (a basic allowance and an additional allowance depending on how many children he or she has) or they can reduce their tax burden. To get the full statutory subsidy, the sum of the contributions and the allowances must amount to 4 % of the taxable and social insurance income of the eligible individual. Coppola and Reil-Held (2009) investigate the dynamic of state promoted annuities including the main demand factors. They found that families with three or more children have a significant higher probability of owning state promoted annuities than families with less than three children. This result is reasonable considering child allowance as one of the two main sources of subsidization. Corneo et al. (2010) investigate if state promoted annuities increase the absolute amount of savings of private households or if existing savings are reallocated into Riester schemes. They found strong evidence for windfall gains with regard to these products.

In general, individuals are affected by more than one motive in their saving decision. Therefore it is interesting to further analyze, how different saving motives influence the saving behavior. Schunk (2009) examines the importance of co-existing saving motives for the saving behavior. He analyzes the relationship between the saving rate and different saving motives, e.g. old-age provision, precautionary and bequest motives. The importance of these motives varies within age classes. Moreover, Schunk (2009) shows that some saving motives are more frequented by regular saver types.²

With regard to retirement saving as well as the demand for insurance-linked products it is interesting to analyze the importance of the saving motive old-age provision. Moreover, information on the impact of this saving motive on the demand for insurance-linked products and on old-age provision products in general provides important implications for researchers as well as decision makers. However, to our knowledge there are only few studies focusing on the relationship between the saving motive old-age provision and insurance demand. Studies by Wähling et al. (1993), Müller (1998) as well as Hecht and Hanewald (2010) show that the old-age provision motive has a positive impact on the demand for life insurances.

Based on this earlier work, the aim of our study is to analyze provision for old-age as a saving motive. We divide it into two research questions. At first, we show the development of the saving motive old-age provision over time as well as in comparison to other saving motives. Secondly, we examine the influence of the saving motive old-age provision on owning or buying insurance-linked products, namely annuities, mixed life insurances or state promoted annuities. Both parts are based on data received from the German SAVE survey as well as the German "Verband der Privaten Bausparkassen e.V.". Moreover, while the cited studies used cross section or pooled data to examine their research questions we use a panel dataset as well as panel data models. Due to this we can provide a more detailed analysis, e.g. by separating the within-individual and the between-individual variation.

The remainder of the paper is organized as follows: Section 2 presents our hypotheses while Section 3 describes the data including variables and methods. The results are presented in Section 4 and discussed in Section 5. Finally, Section 6 presents the conclusions and provides some policy implications.

² Individuals, who save a definite amount regularly.

2. Hypotheses

Based on our research questions as well as on the literature overview, we test the following hypotheses.

Hypothesis 1: In general, the saving motive old-age provision has become more and more important over time.

As stated in the introduction, due to an ongoing political debate as well as several implemented reforms within the last 15 years, all concerning the German public pension system, individuals recognize the increasing importance of private old-age provision. Therefore, we expect that individuals regard the saving motive old-age provision as more and more important over time.

Hypothesis 2: The valuation of the saving motive old-age provision has a positive effect on having or purchasing annuities, life insurances, and state promoted annuities. Furthermore, the impact is stronger for annuities and state promoted annuities.

An individual who states old-age provision to be an important saving motive is more likely to save for old-age. Therefore, we assume that the old-age provision motive positively influences the probability of owning or purchasing insurance linked pension products like annuities, life insurances and/or state promoted annuities. As mentioned in the introduction, normal and state promoted annuities mainly focus on old-age provision, whereas the purchase of life insurances is also influenced by other saving motives. This leads us to the hypothesis that the old-age provision motive has a stronger positive effect on having or purchasing normal and state promoted annuities than on other insurance products.

Hypothesis 3: Compared to other saving motives, old-age provision is the most important one for owning or purchasing annuities and state promoted annuities. For life insurances, the size of this effect is similar to other saving motives.

Based on the same argument that the decision to purchase annuities or state promoted annuities is mainly due to the old-age provision motive, the influence of this motive in comparison to other saving motives, like bequest or consumption, is expected to be stronger. However, so far it is not clear if other saving motives lead to significant effects or

not. In case of owning or purchasing mixed life insurances we assume that other saving motives, e.g. bequest or precaution, have a similar effect as the old-age provision motive. Therefore, we also assume these effects to be significant since we do so for the old-age provision motive (see hypothesis 2).

3. Data and Methods

3.1 Data and Variables

The empirical analysis is based on the SAVE as well as on the “Sparklimaindex”-survey. The latter is provided by the German “Verband der Privaten Bausparkassen e.V.” since 1997. In the first year, it was conducted once and from 1998 onwards three times a year. Each wave includes about 2,000 participants. To test our first hypothesis we make use of the question “Why do you save?” from this survey.

More important for our analysis is the SAVE survey which we used for all hypotheses and therefore also for our regression analysis. The SAVE study examines the saving behavior of the German population with economic, socio-demographic, and psychological implications. It has a panel data structure and started in 2001. While no survey was carried out in 2002, the years 2003 and 2004 make up a common wave. From 2005 onwards the SAVE survey was conducted annually. The number of respondents ranged between 2,047 in 2010 and 3,474 in 2006. A detailed description of the data set is presented in Börsch-Supan et al. (2009). For the present work we use the waves from 2003 to 2010. We exclude the year 2001 firstly because this wave, being the first conducted, had an “experimental character” (see Börsch-Supan et al. 2009, p. 35) what might have implications for data quality. Secondly, because state promoted annuities were only accounted for since 2003.

The response rate, as an indicator for the acceptance of the survey and defined as the ratio of actual respondents to all persons contacted, increased overtime from 50.4% (2003–2005) to 90.7% (2008–2009). Irregardless of these high response rates indicating representativeness it must be assumed that the non-respondents differ systematically from the general population (see Graham et al. 2003, p. 89).

The denial of individual responses out of “ignorance, anger or impatience” (“Item non-response”) is generally a major problem for empirical studies. The missing values diminish the sample size so that the estimation of parameters is less efficient (see Lüdtke et al. 2007). Furthermore multiple statistical methods require complete data matrices, which are not

given if the questions are not completely answered. Moreover, it can be assumed that the omitted responses differ systematically from the remaining data, so that the resulting parameter estimates would be distorted. Unfortunately, the item-non-response phenomenon is relatively strong in the data (see Börsch-Supan et al. 2009). Thus, this problem is counteracted in the SAVE survey by using imputation methods. A detailed description of imputation in general is available in Lüdtke et al. (2007).

Imputation replaces missing with “most reasonable” values. The aim is to provide the users with complete and consistent data sets that can be analyzed and compared with standard statistical methods. According to the rules of Rubin (1987) the consequence of imputation is a different calculation of the estimators. Since the sample size of the non-imputed dataset is more than 70 % smaller than the imputed dataset, we decided to use the latter.

Different variables from the SAVE survey are used for all our hypotheses. The main question for our analysis is “How important is the saving motive old-age provision?” The possible answers are divided into eleven categories, from “0 = completely unimportant” to “10 = completely important”. Therefore, the corresponding variable old-age provision has an ordinal structure. We also take into account other saving motives with the same structure of possible answers as well as different control variables. The list of variables is presented in Table 1.

To examine our second and third hypothesis, we consider the following three insurance products as dependent variables: annuities, mixed life insurances, and state promoted annuities. Two specifications are used regarding these products. First of all we consider the information of owning an insurance product which is directly provided in the dataset. However, already owning insurance products could influence the consistent response behavior with respect to the saving motives. Therefore, we should be aware of a possible selection effect when considering individuals who already purchased insurance products in the past. This leads to the second specification which is based on individuals who bought such a product in the time between two waves. These variables are calculated by taking the difference between period t and $t-1$ of our initial variables. This significantly reduces the sample size, because we excluded all individuals, who already had the respective insurance product in the first year of observation (see Tables 2 and 3 compared to Tables 4 and 5).

Focusing on the saving motive old-age provision, we consider individuals aged 18 to 64. After correcting our dataset for implausible values, we include a maximum of 11,600 observations

in our analysis. This number is reduced depending on the used estimation methods. The respective result-tables present further information.

Table 1: Dependent and independent variables

Dependent variables	Code and Description
Annuities, Mixed life insurance, State promoted annuities	Dummy: equals 1 if respondent owns the respective insurance product; 0 otherwise
D.Annuities, D.Mixed life insurance, D.State promoted annuities	Dummy: equals 1 if respondent purchases the respective insurance product; 0 otherwise
Saving motives	
Old-age provision, State funding, major purchase, supporting own children, bequest, unexpected events, debts	ordinal variable coded from 0 = completely unimportant to 10 = completely important
Control variables	
Marital status	Dummy variables for single, widowed, married, divorced
Employment status	Dummy variables for employed, self-employed, civil servant, unemployed, out of labor-force
Having children	Dummy: equals 1 if respondent has at least one child
Education	Dummy variables for low, mid and high education
Saving type	Dummy: equals 1 if respondent is a regular saving type
Willing to take financial risks	Dummy: equals 1 if the corresponding ordinal variable [ranging from 0 to 10] is >5
Expected age of retirement	Continuous: expected individual age of retirement
Occupational pension plan	Dummy: equals 1 if respondent has an occupational pension plan
House owner	Dummy: equals 1 if respondent is a house owner
Financial assets	Continuous: amount of financial assets
Loan	Dummy: equals 1 if respondent has a loan
Expected future health	Dummy: equals 1 if the corresponding ordinal variable [from "0=very negative" to "5=very positive"] is >3
Age	Continuous variable
Sex	Dummy: equals 1 if respondent is male
log household income	Continuous: natural logarithm of the monthly net household income

3.2 Methods

In order to examine our first hypothesis, we analyze different descriptive statistics as well as non-parametric tests like the Kruskal-Wallis test for both datasets. The Kruskal-Wallis test is an analysis of variance of ranks and can be used to test, whether two or more samples have the same distribution. A detailed description of this test can be found in the initial article by Kruskal and Wallis (1952).

To evaluate our second and third hypothesis we use the following initial equation:

$$y_{it} = a + \beta_1 \cdot oldage_{it} + \gamma' M_{it} + \mu' X_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

where y_{it} is the continuous dependent variable based on annuities, mixed life insurances or state promoted annuities. The variable $oldage_{it}$ represents the ordinal variable of the saving motive old-age provision. The vector M_{it} includes all other saving motives considered and the vector X_{it} contains the remaining control variables. Furthermore, a represents a scalar, v_i denotes the unobservable, individual specific effect and ε_{it} is the remaining error term. Based on our different dependent variables, we only observe dichotomous variables for owning as well as purchasing annuities, mixed life insurances and/or state promoted annuities. Therefore we use a latent variable approach and a logit model for our estimation procedures. A detailed description of this approach can be found in Winkelmann and Boes (2009).

In accordance with the available panel data structure we focus on panel-estimation techniques to analyze the effects of saving motives on different endogenous variables. Panel data techniques allow us to estimate two different effects separately. At first we analyze the intrapersonal effects (aka within-individual effects) and then we take into account the interpersonal effects (aka cross-sectional effects). Therefore we imply a difference of the saving motive old-age provision, on having e.g. an annuity contract, between the cross-sectional effects and the within-individual effects over time. The cross-sectional effect can be identified by conducting a population-average regression (aka between-individual estimation) and the within-individual effect by conducting a fixed effects regression. To test this assumption, we use the Hausman specification test which compares the fixed effects

model with the random effects model.³ A detailed description of this test can be found in Baltagi (2005). An alternative interpretation of this test is that the null hypothesis assumes equivalence of the between and the fixed effects estimators (see Frondel and Vance 2010). Our results indicate that a difference between both effects for all three endogenous variables exists.⁴

For the cross-sectional effect we have to be aware of the subjective character of the variables for all saving motives. The subjectivity can be reduced by transforming the variables into one or more dummy variables. This on the other hand would reduce the available information and the significance of our results. Therefore, we use the ordinal structure of the exogenous variables as a baseline for our results. Additionally, we transformed the saving motive variables into three dummy variables for a robustness check of our results (further information is provided in the section *Discussion*). In case of the fixed effects approach, the problem of subjectivity is eliminated because of the focus on the within-individual variation.

Furthermore, it is likely that the considered insurance products are correlated with each other. The direction of this being unclear we also included dummy variables indicating the ownership of the respective other insurance products as independent variables. Because these independent variables are endogenous by assumption, this procedure can lead to biased estimates. To handle the problem we estimate two different specifications when considering the status of having an insurance product as dependent variable. We estimate the equations with and without including the other two dummy variables, which are indicative of having an insurance product, as exogenous variables. The size of the differences of our results shows the magnitude of the endogeneity problem. Considering the dichotomous variables of recently having purchased an insurance product as dependent variable and using the other dummy variables of owning an insurance product as exogenous variables still leads to consistent estimates. This could in fact result in intertemporal correlation, but there is no correlation between the dependent variable and the error term (see von Auer 2005).

³ The random effects model is a weighted average of the fixed effects and the between-individual effects model.

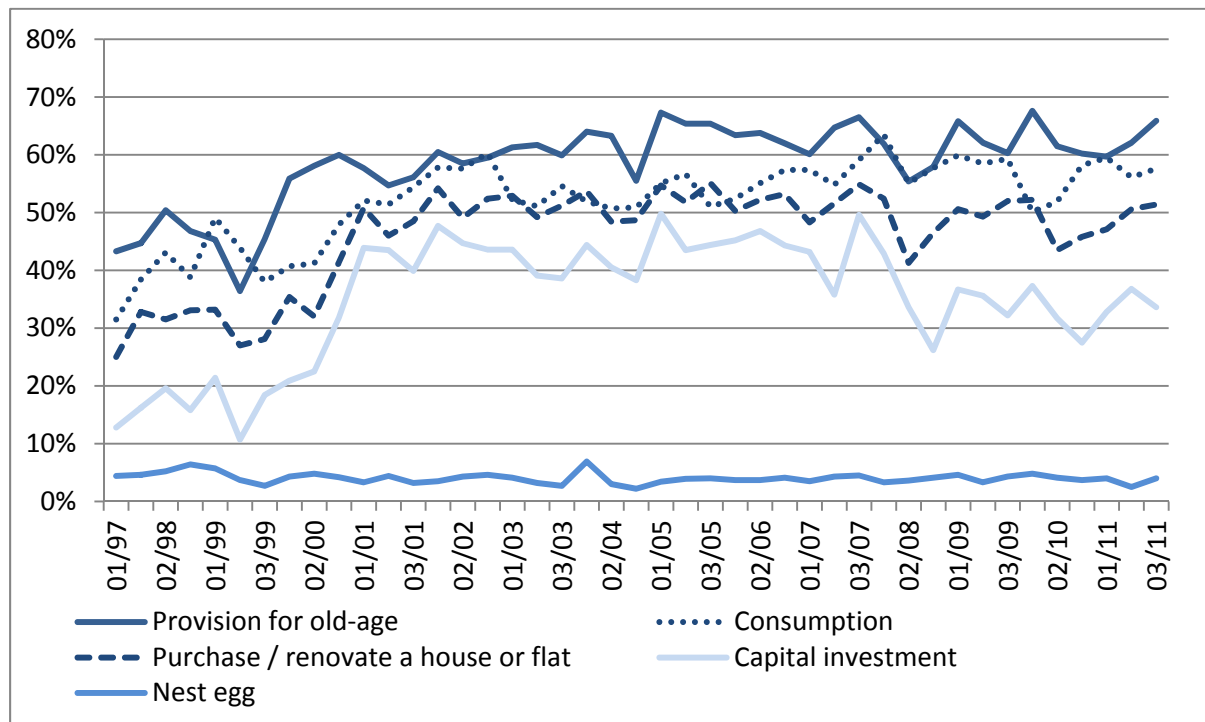
⁴ The χ^2 values are 346.46 ($p < 0.01$) for state promoted annuities, 166.96 ($p < 0.01$) for annuities and, 286.91 ($p < 0.01$) for mixed life insurances.

4. Results

4.1 Hypothesis 1

Hypothesis 1 is examined by using descriptive analysis of both datasets. The results of the question “Why do you save?” are represented in Figure 1.

Figure 1: Results of the question “Why do you save?”, Bausparkassenumfrage 1997 – 2011

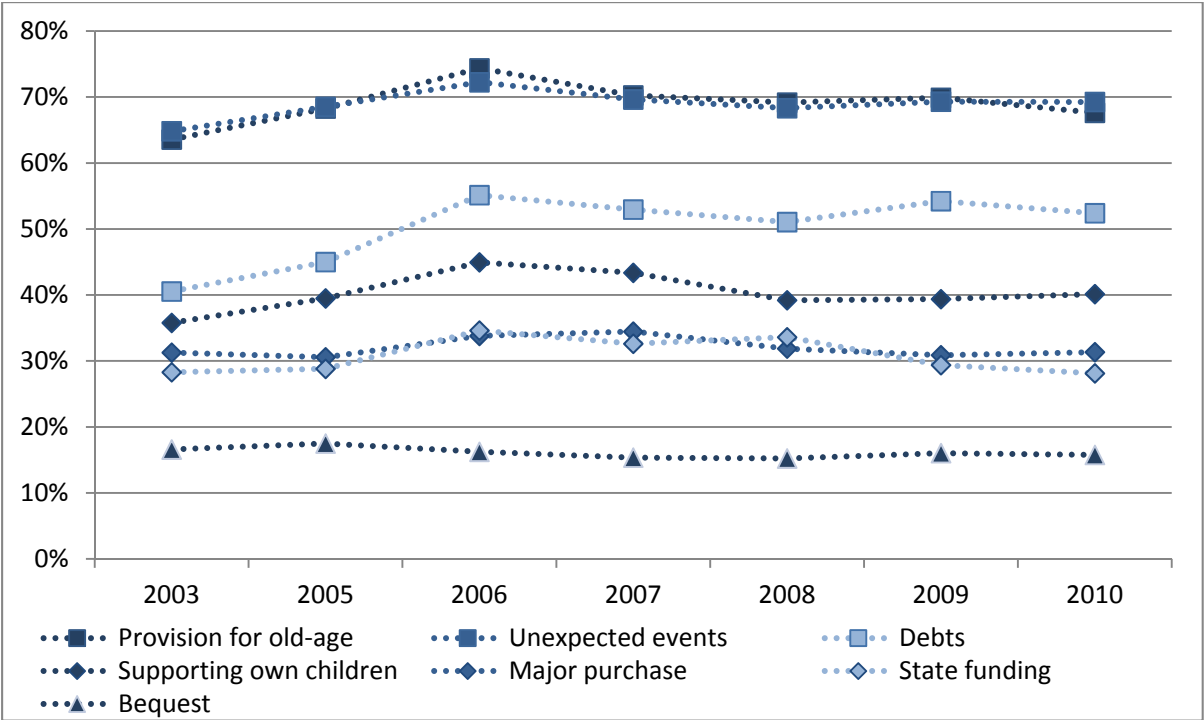


The fraction of respondents answering this question with “provision for old-age” increased from 43% in the first wave in 1997 to about 66 % in the third wave in 2011. These results are generally in line with our descriptive analyzes of the SAVE data, which are depicted in Figure 2. Here, the fraction of respondents indicating old-age provision as very important slightly increased from 64 % in 2001 to 68 % in 2010.

Like for the “Bausparkassenumfrage” the saving motive old-age provision mostly obtains the highest values. To confirm the graphically observed development, we use two statistical tests for the variable old-age provision in the SAVE data. First of all, the Kruskal-Wallis test is used to examine the hypothesis that the different years are derived from the same distribution. The test calculates a χ^2 value of 102.11 ($p < 0.0001$), so we can reject the hypothesis. When including all waves, we do not get information about the difference of two specific years. Therefore, we also use the same test to compare the years 2003 and 2010.

The corresponding χ^2 value of 4.47 ($p = 0.0345$) still indicates a significant difference of the distribution, whereas the critical p -value is higher. In sum the results verify our hypothesis to some extent.

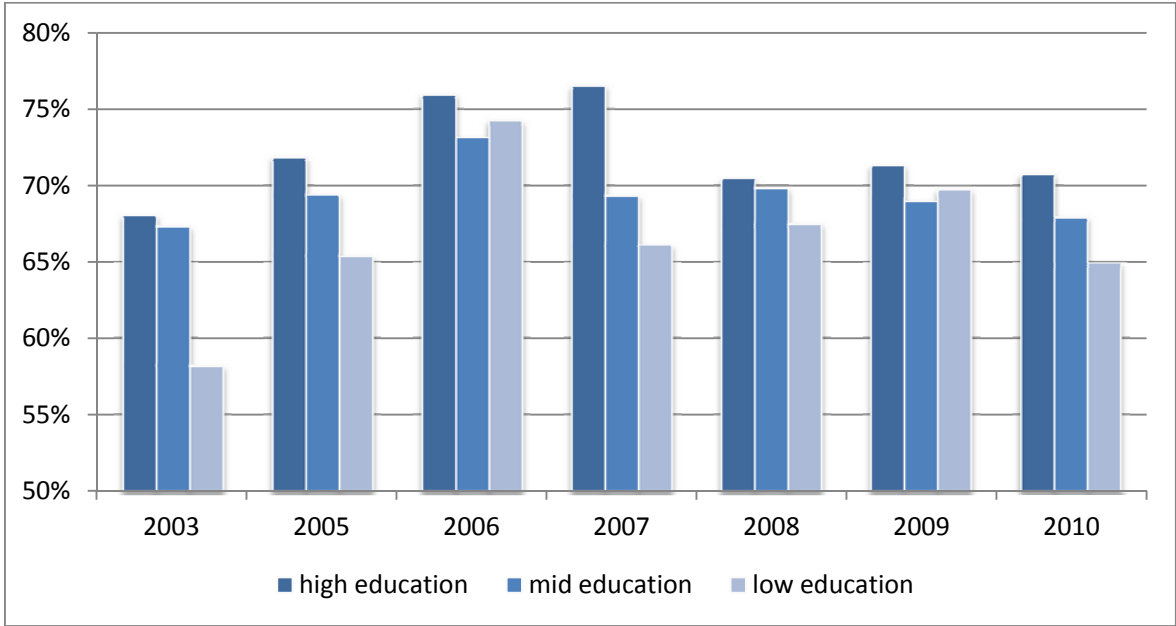
Figure 2: Fraction of respondents who indicate the respective saving motive to be important (corresponding to a value of 7 or higher regarding the ordinal scale), SAVE survey 2003-2010



In addition to the provision for old-age motive, the consumption motive and the wish to purchase a house are other important saving motives in the “Bausparkassenumfrage”. In the SAVE data, 69% of the respondents also refer to the precautionary saving motive (here: unexpected events). Saving to pay back debt and to support one’s own children is mentioned as other saving motives.

Taking into account the already mentioned education effect (see Pfarr and Schneider 2011), we also examined the difference in education. Figure 3 shows that higher educated individuals on average weight the saving for old-age motive higher than middle or lower educated individuals. The absolute values vary over time and are currently at 70 % for higher and 65 % for lower educated people. This graphically observed difference is confirmed by the Kruskal-Wallis test, which calculates a χ^2 value of 11.88 ($p = 0.003$), indicating a significant difference between the three educational groups.

Figure 3: Fraction of respondents who indicate the saving motive provision for old age to be important, clustered by years and education level (important means a response value of 7 or higher regarding the ordinal scale), SAVE survey 2003 – 2010



In the following, we explore the estimation results with regard to our second and third hypothesis. Our two specifications (including vs. excluding the respective other insurance products as independent variables) lead to very similar results. Therefore we do not present nor discuss the results separately.

4.2 Hypothesis 2

In hypothesis 2 we state that the saving motive old-age provision has a positive influence on owning or purchasing one of the considered insurance products. This assumption can be upheld for most regressions, whereas not all coefficients are significant.

In the corresponding within-individual estimation we find the expected positive coefficient for the probability to own annuities, mixed life insurances, and state promoted annuities (Table 2).

Table 2: Within-individual estimation approach (dependent variable: owning at least one product)

Dependent variable	Annuities		Mixed life insurances		State promoted annuities	
<u>Saving motives</u>						
old-age provision	0.075***	0.074***	0.007	0.007	0.024	0.023
	(0.027)	(0.027)	(0.033)	(0.033)	(0.032)	(0.032)
state funding	0.008	0.006	0.007	0.008	0.079***	0.080***
	(0.020)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.022)	(0.022)
major purchase	0.003	0.004	0.024	0.025	-0.028	-0.029
	(0.022)	(0.022)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)
supporting own children	0.027	0.025	-0.037*	-0.037*	0.004	0.003
	(0.024)	(0.024)	(0.022)	(0.022)	(0.023)	(0.023)
bequest	-0.009	-0.009	0.020	0.019	-0.019	-0.020
	(0.024)	(0.024)	(0.024)	(0.024)	(0.025)	(0.025)
unexpected events	0.029	0.030	0.004	0.005	-0.032	-0.034
	(0.027)	(0.027)	(0.032)	(0.032)	(0.029)	(0.030)
debts	-0.002	-0.003	-0.020	-0.020	0.012	0.011
	(0.016)	(0.016)	(0.017)	(0.017)	(0.018)	(0.018)
<u>Insurance products</u>						
annuities	-	-	-	-0.187	-	0.278**
				(0.130)		(0.140)
mixed life insurance	-	-0.199*	-	-	-	0.021
		(0.121)				(0.155)
state promoted annuities	-	0.319**	-	-0.034	-	-
		(0.129)		(0.150)		
<u>Control variables</u>						
regular savings type	0.176	0.183	0.132	0.133	0.019	0.015
(base category: irregular)	(0.119)	(0.119)	(0.126)	(0.126)	(0.140)	(0.140)
willing to take financial risks	0.365**	0.376**	0.079	0.087	-0.152	-0.168
	(0.149)	(0.149)	(0.171)	(0.170)	(0.175)	(0.175)
having children	-0.277	-0.310	0.723***	0.727***	0.751***	0.739**
	(0.280)	(0.286)	(0.271)	(0.272)	(0.290)	(0.290)
No of observations	3,456		4,782		3,464	
Groups	692		969		666	
Individual fixed effects	YES		YES		YES	
Year fixed effects	YES		YES		YES	

Additional controls: house owner, financial assets, loan, education, expected future health, marital status, employment status, household income, expected age of retirement, occupational pension plan

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; standard errors in brackets

Table 3: Population average estimation approach (dependent variable: owning at least one product)

Dependent variable	Annuities		Mixed life insurances		State promoted annuities	
<u>Saving motives</u>						
old-age provision	0.109*** (0.014)	0.108*** (0.014)	0.032** (0.013)	0.031** (0.013)	0.038*** (0.012)	0.036*** (0.012)
state funding	0.011 (0.009)	0.007 (0.010)	0.006 (0.009)	0.005 (0.009)	0.079*** (0.009)	0.079*** (0.009)
major purchase	-0.004 (0.012)	-0.003 (0.012)	0.011 (0.011)	0.011 (0.011)	-0.017* (0.010)	-0.018* (0.010)
supporting own children	-0.009 (0.012)	-0.009 (0.011)	-0.010 (0.010)	-0.010 (0.010)	0.003 (0.009)	0.003 (0.009)
bequest	-0.005 (0.013)	-0.005 (0.013)	0.005 (0.011)	0.005 (0.011)	-0.023** (0.010)	-0.023** (0.010)
unexpected events	0.007 (0.014)	0.008 (0.014)	-0.014 (0.013)	-0.013 (0.013)	-0.019 (0.012)	-0.019 (0.012)
debts	-0.011 (0.008)	-0.010 (0.008)	-0.010 (0.008)	-0.010 (0.008)	-0.007 (0.008)	-0.007 (0.008)
<u>Insurance products</u>						
annuities	-	-	-	0.014 (0.070)	-	0.214*** (0.061)
mixed life insurance	-	-0.021 (0.069)	-	-	-	0.084 (0.064)
state promoted annuities	-	0.274*** (0.067)	-	0.111 (0.069)	-	-
<u>Control variables</u>						
regular savings type (base category: irregular)	0.274*** (0.063)	0.272*** (0.063)	0.146** (0.058)	0.144** (0.058)	0.056 (0.058)	0.049 (0.058)
willing to take financial risks	0.175** (0.078)	0.1744** (0.078)	-0.088 (0.075)	-0.088 (0.076)	-0.053 (0.071)	-0.062 (0.071)
having children	-0.104 (0.095)	-0.117 (0.095)	0.300*** (0.091)	0.293*** (0.091)	0.377*** (0.093)	0.377*** (0.093)
No of observations	11,600		11,600		11,600	
Groups	4,064		4,064		4,064	
Individual fixed effects	NO		NO		NO	
Year fixed effects	YES		YES		YES	

Additional controls: house owner, financial assets, loan, education, expected future health, marital status, sex, employment status, age, household income, expected age of retirement, occupational pension plan

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; standard errors in brackets

Nevertheless, only the impact on annuities is significant ($p < 0.01$) and the impact on mixed life insurances is very small compared to other coefficients. Considering the purchase of one of the insurance products (Table 4) the results show positive but insignificant coefficients for annuities as well as for state promoted annuities but a very small and highly insignificant negative influence for mixed life insurances.

Table 4: Within-individual estimation approach (dependent variable: purchasing the respective insurance product)

Dependent variable	D.Annuities		D.Mixed life insurance		D.State promoted annuities	
	Coef.	Std.Err	Coef.	Std.Err	Coef.	Std.Err
<u>Saving motives</u>						
old-age provision	0.053	0.062	-0.006	0.062	0.015	0.049
state funding	0.011	0.039	-0.013	0.043	0.087**	0.041
major purchase	0.019	0.040	0.023	0.046	0.004	0.043
supporting own children	0.002	0.040	-0.029	0.044	-0.002	0.044
bequest	0.019	0.045	0.087*	0.051	-0.032	0.046
unexpected events	0.050	0.048	0.018	0.072	-0.066	0.057
debts	0.036	0.030	0.009	0.041	0.037	0.039
<u>Insurance products</u>						
annuities	-	-	-0.516*	0.289	-0.097	0.263
mixed life insurances	-0.049	0.223	-	-	0.051	0.254
state promoted annuities	0.435*	0.230	0.211	0.336	-	-
<u>Control variables</u>						
regular savings type (base category: irregular)	0.208	0.217	0.039	0.264	0.178	0.283
willing to take financial risks	0.386	0.286	0.258	0.325	0.170	0.320
having children	-1.246**	0.522	1.377	0.938	0.805	0.547
No of observations	1,222		1,368		1,256	
Groups	351		432		383	
individual fixed effects	YES		YES		YES	
year fixed effects	YES		YES		YES	

Additional controls: house owner, financial assets, loan, education, expected future health, marital status, employment status, household income, expected age of retirement, occupational pension plan

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Looking at the population average estimations (Tables 3 and 5), the results are more supportive of our hypothesis. All coefficients are positive and mostly significant on the 5 %- or 1 %-level. Only in case of the probability to purchase a state promoted annuity, the saving motive old-age provision leads to a positive but non-significant effect.

Table 5: Population average estimation approach (dependent variable: purchasing the respective insurance product)

Dependent variable	D.Annuities		D.Mixed life insurance		D.State promoted annuities	
	Coef.	Std.Err	Coef.	Std.Err	Coef.	Std.Err
<u>Saving motives</u>						
old-age provision	0.106***	0.027	0.053**	0.022	0.040	0.026
state funding	0.003	0.015	0.008	0.014	0.127***	0.016
major purchase	-0.012	0.020	0.014	0.020	-0.030	0.020
supporting own children	-0.006	0.018	0.004	0.018	0.012	0.018
bequest	0.006	0.019	0.021	0.019	-0.020	0.020
unexpected events	-0.004	0.025	-0.027	0.022	-0.051**	0.026
debts	-0.019	0.014	-0.019	0.014	-0.014	0.016
<u>Insurance products</u>						
annuities	-	-	0.046	0.112	0.188	0.118
mixed life insurances	0.228**	0.105	-	-	0.156	0.112
state promoted annuities	0.449***	0.116	0.104	0.104	-	-
<u>Control variables</u>						
regular savings type (base category: irregular)	0.312***	0.115	0.121	0.098	0.116	0.126
willing to take financial risks	0.079	0.134	-0.163	0.143	0.076	0.137
having children	-0.284*	0.156	0.223	0.157	0.361**	0.148
No of observations	6,812		4,907		5,812	
Groups	2,360		1,932		1,948	
Individual fixed effects	NO		NO		NO	
Year fixed effects	YES		YES		YES	

Additional controls: house owner, financial assets, loan, education, expected future health, marital status, sex, employment status, age, household income, expected age of retirement, occupational pension plan

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

We also state in the hypothesis that the impact on the probability to own or to purchase an insurance product is stronger in case of annuities and state promoted annuities than in case of mixed life insurances. This expectation is only true for annuities; here the impact is more than twice as high as the impact for mixed life insurances. The results are mixed for state promoted annuities. Looking at the within-individual estimations (Tables 2 and 4) the coefficients of old-age provision are higher for state promoted annuities (compared to mixed life insurances) but are less than one third compared to annuities. Contrary to this, in the population average estimations the impact of state promoted annuities is on the same level as mixed life insurances (Tables 3 and 5).

4.3 Hypothesis 3

Hypothesis 3 refers to the strength of the impact of our considered saving motive old-age provision, especially for annuities and state promoted annuities, in comparison to other saving motives. This assumption can only be upheld for annuities. The impact of the saving motive old-age provision is the strongest compared to all other considered saving motives in all regressions. Additionally, only old-age provision leads to significant effects (except for the specification in Table 4), while all other saving motive coefficients are not significant. However, with regard to the probability of purchasing annuities in the within-individual estimation (Table 4), the coefficient of the variable unexpected events has a very similar size compared to the coefficient of old-age provision.

For state promoted annuities the effect of the old-age provision saving motive is dominated by the saving motive state funding. In all regressions its impact is more than twice as high as the one of saving for old-age. Moreover, the effect of state funding is highly significant in all regressions whereas the impact of old-age provision is only significant in the population average estimation (Table 3). Furthermore, when ignoring the significance level, in case of the within-individual estimations there are other saving motives, e.g. unexpected events, with a stronger negative effect than old-age provision. The impact of saving for old-age on mixed life insurances is stronger compared to other saving motives in the population average estimations and is mostly weaker in the within-individual estimations. Therefore, the hypothesis cannot be confirmed for mixed life insurances.

Along with the results of the saving motives there are further results which are worth noting. Tables 2 and 3 (dependent variable: having at least one product) show significant

complementary effects between the ownership of annuities and state promoted annuities. Contrarily, the results in Table 2 show a negative correlation between the ownership of annuities and mixed life insurances on a low significance level ($p < 0.1$). For the dependent variable of purchasing an insurance product we find a positive impact of the ownership of at least one mixed life insurance on the probability to additionally purchase an annuity in the between-individual estimation (Table 5). We also find a positive impact of the ownership of state promoted annuities on the probability to purchase annuities in the within-individual as well as the between-individual estimation (Tables 4 and 5).

If an individual classifies itself as a regular saver type, a positive impact on all insurance products and in all specifications exists. However, the effect is only significant for annuities as well as mixed life insurances, the latter limited to the case of owning them in the population average estimations. If an individual states to be willing to take financial risks, the probability to own an annuity in the between-individual as well as in the within-individual estimation is increased.

Having children positively influences the probability to own and to purchase mixed life insurances as well as state promoted annuities in all regressions. For annuities, we find a negative impact in all estimations. With regard to the significance levels, the positive influence on owning mixed life insurances and/or state promoted annuities is highly significant ($p < 0.01$) in both specifications (Tables 2 and 3) but only significant for purchasing state promoted annuities in the population average estimation (Table 5). The negative coefficients for annuities are significant in case of purchasing but not of owning them (Tables 4 and 5).

5. Discussion

5.1 Results

The results of the descriptive analysis show that in accordance with hypothesis 1 the relevance of the saving motive old-age provision generally increased in the last 15 years. Only during the last three to four years, the relevance remained stable or even decreased slightly. This observation may partly be affiliated with the financial crisis. Additionally, the general peak in 2006 (see Figure 2) is likely related to a technical reason, because of a refreshment of the SAVE dataset. Furthermore, the results show this saving motive to be one of the most important. The results indicate that the German population realizes the

importance of provision for old-age and reacts on the future challenges of the statutory pension scheme. Figure 3 shows that on average the lower educated group states old-age provision to be less important than the higher educated group. This result is important because the lower educated group is more likely to be affected by old-age poverty. One reason for this observation may be a lower level of financial literacy of less educated individuals. This relationship has been observed in different studies, e.g. Lusardi and Mitchell (2007) as well as Chan and Stevens (2008). Furthermore, different studies have shown that individuals with a low financial literacy are less likely to think about retirement which affects financial behavior in general and retirement saving decisions in particular (see Lusardi 2004; Oehler and Werner 2008; Calvet et al. 2007 and Hilgerth et al. 2003). Another explanation could be that lower educated individuals have a lower incentive to save for retirement. The marginal effect of retirement savings is likely to be lower for this group compared to the average population, because additional savings may only replace some of the social benefits from the existent social security system.

Hypothesis 2 presumes a positive impact of the saving motive old-age provision on the likelihood to own or to purchase one of the three considered insurance products. The between-individual regression results for owning or purchasing a product show a positive and significant effect of the saving motive old-age provision in most cases. Only the case of purchasing state promoted annuities does not lead to a significant effect. This means, an individual to whom old-age provision is important has a significantly larger likelihood of owning or purchasing an old-age provision linked insurance product (except for the purchase of state promoted annuities). Moreover in the fixed effects regressions, an individual who states old-age provision to have become more important over time also has a significantly increased likelihood of owning annuities. Thus, old-age provision as a saving motive seems to be a relevant factor for the decision making process of buying old-age provision linked insurance products, especially in the case of annuities. These results for annuities emphasize their individual-centered character and their meaning for old-age provision.

We would expect the same results for state promoted annuities (see hypothesis 2) because they also focus on provision for old-age. However, the effect of the saving motive old-age provision on the ownership as well as on the purchase is smaller than for the annuities in both regression approaches and only significant in the population average estimation of owning state promoted annuities. As already stated in the results, our second hypothesis

cannot be confirmed with regard to state promoted annuities. Neither a difference in the stated importance between individuals nor within individuals over time seems to have a big influence on the demand decision with regard to state promoted annuities. Obviously, the reason for this relatively small impact could be that the state funding motive is the driving force behind the demand. In addition, these products might not have the same public acceptance for old-age provision as annuities. This might be justified by the short time since their market launch in 2002 as well as their critical public reception in comparison to other products like annuities (see also Börsch-Supan et al. 2012). The strong impact of the saving motive state funding on the likelihood of having and purchasing state promoted annuities could be an indicator that the subsidy of these products leads to some extent to windfall gains. This observation would be in line with findings of Corneo et al. (2010).

Our results show that different saving motives are relevant for annuities and state promoted annuities. While old-age provision seems to be the most relevant saving motive for annuities, the saving motive state funding is likely more important for the decision to buy state promoted annuities. Hypothesis 3 also assumes that there is no saving motive with a specific relevance for mixed life insurances. Indeed, for mixed life insurances the impact of the old-age provision motive is weaker than for annuities, but of a similar size as for state promoted annuities in case of the population average estimations (see Tables 3 and 5). Therefore hypothesis 3 cannot be confirmed, because old-age provision is the only saving motive with a significant influence at the 5 %-level on mixed life insurances in the population average estimations. It needs to be emphasized that this significance level is not reached in the other estimation approaches. Apart from that there is no saving motive with an effect-size similar to the one of saving for old-age. E.g. the saving motive old-age provision leads to a very small and highly insignificant effect in the within-individual estimations. This means that compared to other individuals, an individual who states old age provision to be important is more likely to have and/or to purchase a mixed life insurance. This seems not to be the case for an individual who states this saving motive to have become more important over time. One reason for this observation could be that – compared to other individuals – the general preferences are more decisive demand factors than changed preferences within individuals over time at least with regard to this saving motive and with respect to mixed life insurances. In comparison to other saving motives, bequest has a slightly significant positive effect

($p < 0.1$) on purchasing mixed life insurances. One reason for these heterogeneous results might be the multi-layered character of the products. Apart from the old-age provision function, mixed life insurances are also used to protect relatives financially. This is evident in the fact that having children increases the probability to own and to purchase a mixed life insurance in both estimation approaches. The lack of statistical significance of this relation in the purchase-estimations could indicate a change in the motivation to buy mixed life insurances. More precisely, our purchase variables cover a period from 2003 to 2010, when other investment alternatives, like Riester pension schemes, were available. This argument is supported by the fact that having children is also relevant for state promoted annuities.⁵ Another reason could be that the reduction of the tax privilege since 2005⁶ or the decline of the guaranteed minimal interest rate reduces the attractiveness of mixed life insurances. A more technical reason for the lack of statistical significance could be the smaller sample size (this point is discussed below in more detail).

Based on further covariates, annuities and state promoted annuities both increase the likelihood of owning the other. We assume, that this result outlines the importance of old-age provision for people, who are aware of old-age poverty. If individuals care about their old-age income they hedge themselves comprehensively, e.g. with more than one product. This assumption is further supported by the result that the ownership of state promoted annuities is positively related to the probability to purchase annuities. Similar results have been reported by Börsch-Supan et al. (2012). They state that there possibly are crowding in effects rather than crowding out effects.

To save regularly affects the likelihood of owning or purchasing mixed life insurances and/or annuities positively. The results correspond to the fact that these products usually require regular payments. We would expect the same for state promoted annuities. However, the effect, considering the ownership of state promoted annuities, is very small and not significant at all. We suggest two explanations: Firstly, according to specific rules, certain socioeconomic groups – e.g. people with low-income – just have to save a very low absolute amount of 60 Euro annually to get the full subsidy. Secondly, there is a possibility to make annual ex post payments to fulfill the requirements for full funding.

⁵ Although having children is also relevant for state promoted annuities, the reason is different. For state promoted annuities it is a monetary reason since children are the trigger for additional state subsidies.

⁶ Before 2005 under certain circumstances no income tax was imposed on returns from life insurance products.

Finally, the variable taking financial risks also provides some interesting results. Individuals who say that they are willing to take financial risks have a higher likelihood to own or to purchase annuities in both estimation approaches, even though the effects for purchasing are not significant. If anything we would expect a negative effect, because annuities generally do not have a speculative character. One possible reason could be the relative large fraction of unit-linked annuities of about 30 % in 2010. In comparison, the fraction of unit-linked mixed life insurances to the overall life insurance portfolio was only about 13 % in 2010 (see German Insurance Association 2011).

5.2 Limitations and robustness of results

In the following we will highlight limitations with respect to variables, methodology and the generalisability of our results. As already stated in the section *Data and Methods*, we considered two different specifications to control for an endogeneity problem that is based on a possible correlation between our considered insurance products. The results do not differ with respect to significance, direction, and relative size which emphasize the robustness of our results. Nevertheless we still have to be aware of the correlations.

Concerning the saving motives, we want to stress their subjective character, which can lead to a heterogeneous interpretation by the respondents. The use of a fixed effects regression method as well as the transformation into three categories (low, middle, and high importance) could reduce the heterogeneity problem. Because of the resulting loss of information we decided to use the original scale for the final regressions. The comparison of both specifications (ordinal vs. dummy structure) yielded very similar results with respect to relative size and direction of the influence for all regressions. This provides further support for our results.

Based on the statistical significance, fixed-effects and population average standard errors are often higher than random-effects standard errors (see Allison 2009) because only one part of the variation is taken into account. This lowered statistical significance reduces the power of significance values and therefore their interpretation. To give an example, the within-individual variation of the saving motives is only about 60 percent of the overall variation. Thus, a longer time span of the SAVE survey would extend the within-individual variation and improve the fixed effects estimators.

As mentioned in the section *Data and Methods*, the use of the information who owns an insurance product could lead to a selection bias with regard to the saving motives. Taking into account the purchase of an insurance product could eliminate this selection bias. This on the other hand leads to a lower sample size and weakens the significance (e.g. see Tables 2 and 3 vs. Tables 4 and 5). Due to advantages and disadvantages of the purchase variables, we decided to use both specifications of our dependent variables. The regressions show similar results with regard to direction as well as relative size, which also emphasize the robustness of our results.

Concerning the dataset, we have to be aware of the item-non-response phenomenon that is relatively strong in the data (see Börsch-Supan et al. 2009). Although this problem is handled by using current imputation methods, the results are likely to be biased. Nevertheless, using the dataset without imputation would decrease our sample size by more than 70% and therefore weaken the plausibility of the results as well as their statistical significance. Consequently we decided to use the imputed dataset.

Concerning the generalisability of our results, it is worth noting that we focus on insurance products only. Obviously also other investment alternatives are available and appropriate for a private pension scheme, e.g. mutual funds saving plans or real estate investments. Consequently it would be interesting to include other investments to get a more precise overview of the relationship between the saving motive old-age provision and the respective investment opportunities. Furthermore, it would be interesting to analyze the effect of this saving motive on the overall saving rate. This could provide information about the extent to which the annual savings are shifted between different products without increasing the overall saving rate. In a similar study Schunk (2009) shows a positive effect of the saving motive old-age provision on the annual saving rate.

6. Conclusions

This study analyzes the importance of the saving motive old-age provision in two ways. First of all, we focus on the importance itself as well as compared to other established saving motives. The results show that a high fraction of respondents indicate old-age provision as an important saving motive. In comparison to other motives, old-age provision is one of the most influencing for the saving decision. In a second step, we focus on the question if the recognition of the importance has an effect on the likelihood of owning and/or purchasing

insurance linked old-age provision products. The results indicate a positive and – compared to other saving motives – strong relation between the importance of old-age provision as a saving motive and the likelihood of owning and purchasing annuities, state promoted annuities and partly also mixed-life insurances. The results also show that the effect is largest for annuities. In case of state promoted annuities the results indicate that state funding is a strong driver when deciding whether or not to purchase such a product.

The results show that the public in general and especially political decision-makers should further emphasize the importance of private pension schemes. This is strengthened as the perception definitely has an effect on the demand decision of old-age provision products. Although individuals usually recognize the importance, there are group differences present in the perception, e.g. depending on the level of education. The difference between labor and retirement income is largest for individuals with higher education or high labor income, respectively. However, private pension schemes are also very important for lower educated individuals. This group is more likely to fall below a required subsistence minimum when retired. Based on this situation it is important to further raise the awareness of old-age provision. This can be done by increasing the objective information regarding the expected level of retirement income. It is worth noting that the German government already implemented such an information process. However, an extension in order to provide a more precise overview about the expected individual retirement situation, e.g. by providing the discounted value of the expected income, is necessary. Furthermore, it would be helpful to improve the general knowledge about financial issues.

Regarding state promoted annuities, the results indicate that the state funding motive is central for the demand decision. Although these incentive structures are desired there seems to be a problem of windfall gains. The government should thus put more effort into the transparency as well as the acceptance of state promoted annuities so that the old-age provision motive becomes more relevant regarding the demand decision. This argumentation is in line with results of Börsch-Supan et al. (2012). They state that “(. . .) high subsidies alone are not enough to reach low income households: information and social acceptance appears to be a crucial element in reaching this group”.⁷

⁷ Börsch-Supan et al. (2012), p. 25.

Finally, political decision makers have to be aware of the economic development as well as the development of the interest rates. It is possible that a continuous uncertainty about the economic development in Europe shifts the focus from the old-age provision motive to other saving motives. Moreover, a continuous low interest rate seems to reduce the perceived attractiveness of insurance linked old-age provision products. For this reasons, the government should account for both developments and counteract the consequences regarding private pension schemes.

References

- Allison, P. D.: Fixed effects regression models. Los Angeles: SAGE, (2009)
- Auer, L. von: Ökonometrie – Eine Einführung. Springer, Berlin (2005)
- Baltagi B.H. Econometric analysis of panel data (3rd ed.). J. Wiley & Sons, Chichester; Hoboken (2005)
- Börsch-Supan, A., Coppola, M., Essig, L., Eymann, A., Schunk, D.: The German SAVE study, Design and Results. Universität Mannheim, 2. Auflage (2009)
- Börsch-Supan, A., Coppola, M., Reil-Held, A.: Riester Pensions in Germany: Design, Dynamics, Targetting Success and Crowding-In, NBER Working Paper No. 18014 (2012)
- Bowles, D., Zuchandke, A.: Entwicklung eines Modells zur Bevölkerungsprojektion - Modellrechnungen zur Bevölkerungsentwicklung bis 2060. Diskussionspapier Nr. 499, Leibniz Universität Hannover, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Hannover (2012)
- Browning, M., Lusardi, A.: Household saving: Micro theories and micro facts. Journal of Economic Literature 34 (4), 1797-1855 (1996)
- Calvet, L., Campbell, J., Sodini, P.: Down or Out: Assessing the Welfare Costs of Household Investment Mistakes. Journal of Political Economy 115 (5), 707-747 (2007)
- Chan, S., Stevens, A. H.: What You Don't Know Can't Help You: Pension Knowledge and Retirement Decision-Making. Review of Economics and Statistics 90 (2), 253-266 (2008)
- Coppola, M., Reil-Held, A.: Dynamik der Riester-Rente: Ergebnisse aus SAVE 2003 bis 2008, MEA Working Paper 195-2009, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim (2009)
- Coppola, M., Reil-Held, A.: Jenseits staatlicher Alterssicherung: die neue regulierte private Vorsorge in Deutschland. In: Leisering, L. (ed.) Die Alten der Welt. Neue Wege der Alterssicherung im globalen Norden und Süden, pp. 215-243. Campus, Frankfurt (2010)
- Corneo, G., Keese, M., Schröder, C.: The Effects of Saving Subsidies on Household Saving: Evidence from Germany, Ruhr Economic Paper Nr. 170 der Universitäten Bochum, Dortmund, Duisburg-Essen und des Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (RWI) (2010)
- Federal Ministry of Finance [Bundesministerium für Finanzen]: Das Alterseinkünftegesetz: Gerecht für Jung und Alt. Bundesministerium für Finanzen, Berlin (2005)
- Federal Statistical Office [Statistisches Bundesamt]: Bevölkerung Deutschlands bis 2060. 12. Koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung. Wiesbaden (2009)

- Friedman, M.: A theory of the consumption function. Princeton University Press, Princeton (1957)
- Frondel, M., Vance, C.: Fixed, random, or something in between?—A variant of Hausman's specification test for panel data estimators. *Economic Letters* 107, 327–329 (2010)
- Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft (German Insurance Association): Die Deutsche Lebensversicherung in Zahlen 2010/2011. Berlin (2011)
- Geyer, J.: Rieser-Rente – Rezept gegen Altersarmut?, *DIW Wochenbericht* 78 (47), Berlin (2011)
- Graham, J.W., Cumsille, P.E., Elek-Fisk, E.: Methods for handling missing data. In: Schinka, J.A., Velicer, W.F. (eds.) *Handbook of psychology: Research methods in psychology*, pp. 87-114, John Wiley & Sons, New York (2003)
- Hagen, K., Kleinlein, A.: Ten Years of the Riester Pension Scheme: No Reason to Celebrate. *DIW Economic Bulletin* 2 (2), 3-13 (2012)
- Hecht, C., Hanewald, K.: Sociodemographic, Economic, and Psychological Drivers of the Demand for Life Insurance: Evidence from the German Retirement Income Act, Discussion Paper 2010-034, Humboldt Universität zu Berlin (2010)
- Hilgert, M.A., Hogarth, J.M., Beverly, S.G.: Household Financial Management: The Connection between Knowledge and Behavior. *Federal Reserve Bulletin* (July), 309-322 (2003)
- Kruskal, W.H., Wallis W.A.: Use of Ranks in One-Criterion Variance Analysis. *Journal of the American Statistical Association* 47 (260), 583-621 (1952)
- Lusardi, A.: Savings and the Effectiveness of Financial Education. In Mitchell, O. S., Utkus, S. (eds.) *Pension Design and Structure: New Lessons from Behavioral Finance*, pp. 157-184. Oxford University Press, Oxford (2004)
- Lusardi, A., Mitchell, O.S.: Financial Literacy and Retirement Preparedness: Evidence and Implications for Financial Education. *Business Economics* 42 (1), 35-44 (2007)
- Lüdtke, O., Robitzsch, A., Trautwein, U., Köller, O.: Umgang mit fehlenden Werten in der psychologischen Forschung. *Psychologische Rundschau* 58(2), 103–117 (2007)
- Müller, A.: Erklärung der Lebensversicherungsnachfrage anhand ökonomischer und psychologischer Einflussfaktoren. Verlag Versicherungswirtschaft, Karlsruhe (1998)
- Oehler, A., Werner, C.: Saving for Retirement—A Case for Financial Education in Germany and UK? An Economic Perspective. *Journal of Consumer Policy* 31 (4), 253–283 (2008)

- Pfarr, C., Schneider, U.: Anreizeffekte und Angebotsinduzierung im Rahmen der Riester-Rente: Eine empirische Analyse geschlechts- und sozialisationsbedingter Unterschiede. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 12 (1), 27-46 (2011)
- Rubin, D.B.: *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. J. Wiley & Sons, Chichester, Hoboken (1987)
- Schunk, D.: What Determines the Saving Behavior of German Households? An Examination of Saving Motives and Saving Decisions. *Journal of Economics and Statistics* 229 (4), 467-491 (2009)
- Wähling, S., Trumpfheller, J., Graf von der Schulenburg, J.-M.: Die Nachfragemotive nach Kapitallebensversicherungen und ihre Struktur. *Versicherungswirtschaft* (3), 173–180 (1993)
- Winkelmann, R., Boes, S.: *Analysis of Microdata*. Springer, Berlin (2009)

Modul 7

Impact of the Introduction of the Social Long-Term Care Insurance in Germany on Financial Security Assessment in Case of Long-Term Care Need

Andy Zuchandke

Sebastian Reddemann

Simone Krummaker

J.-Matthias Graf von der Schulenburg

The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice 35, 626–643, 2010

DOI: 10.1057/gpp.2010.26

Reprinted by permission from Macmillan Publishers Ltd:

The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice 35, 626–643, 2010, copyright
2010 published by Palgrave Macmillan

Impact of the Introduction of the Social Long-Term Care Insurance in Germany on Financial Security Assessment in Case of Long-Term Care Need*

Andy Zuchandke^a, Sebastian Reddemann^b, Simone Krummacker^b and J.-Matthias Graf von der Schulenburg^{a,b}

^aInstitute for Risk and Insurance, Leibniz Universität Hannover, Königsworther Platz 1, Hannover, Niedersachsen D-30167, Germany.

E-mail: az@ivbl.uni-hannover.de

^bCenter for Risk and Insurance, Leibniz Universität Hannover, Königsworther Platz 1, Hannover, Niedersachsen D-30167, Germany.

The discussion concerning long-term care insurance in Germany barely exceeds the financial state of the social system. The view of the insured involved is largely ignored. This paper analyses the effect of the introduction of compulsory long-term care insurance in 1995 in Germany on the perception of financial security when needing long-term care. Using different regression techniques on a subset of the German Socio-Economic Panel (SOEP) data, we show that the introduction led to a general positive shift of the assessment. Furthermore, experience with long-term care had no significant effect before the introduction but a positive effect afterwards. Also, the perception of financial security is found to be increasing with income at both times with similar magnitudes.

The Geneva Papers (2010) 35, 626–643. doi:10.1057/gpp.2010.26

Keywords: long-term care insurance; social insurance; risk perception; introduction; Germany

Introduction

The potential need for long-term care is one of the greatest financial risks faced by the elderly and their adult children. As traditional structures of the family evolve towards one-generation households and female employment rates increase, family members are increasingly unable to provide long-term care. As a result, institutional care must be organised and paid for, or family members may have to interrupt their employment. Both alternatives result in financial risks that emerge from long-term care risk. In Germany, as well as in France and Austria, adult children are legally obligated to support their parents if the parents have exhausted their financial resources.

Following a large debate in Germany since the 1970s, compulsory long-term care insurance was introduced in 1995 as the fifth pillar of social insurance and was structured as a pay-as-you-go system. After several efforts to reform this system,

* We wish to thank two anonymous referees for their helpful comments.

which suffered from severe financial problems, long-term care insurance reform in Germany is currently widely discussed. Several measures were proposed by a number of institutions, leaving the future of the programme in an uncertain state. Most discussions have centred on the state of social funds while mostly neglecting the mindset of the affected segment of the population. The recent debate on reforming the social long-term care insurance scheme received renewed attention in September 2009 from the new German government, but several concrete steps still remain.

The development and implementation of social long-term care insurance in Germany appears to be primarily dominated by fiscal, rather than socio-political arguments, as the disburdening of the communities from long-term care insurance payments has been one of the main arguments in the discussions.

Existant literature primarily focuses on analysing appropriate designs for a long-term care system. These designs incorporate financial structures and apply theories of demand.¹ Kunreuther² states that high loss/low probability events that have not occurred recently are likely to be ignored, which plays an important role in risk assessment. Hershey *et al.*³ applied this theory to health insurance. Pauly⁴ suggests an underestimation of needs by uninformed elderly individuals. Moreover, he finds non-rational demand for long-term care insurance, which is motivated by second-stage moral hazard behaviour between parents and children and by consumption reasons in the case of death of a partner. Zweifel and Struwe⁵ built a two-generation model for long-term care insurance based on this theory. Holtgrave and Weber⁶ state that most of the risks considered by research on risk perception fall into the two categories: health and financial risk. Moreover, most of the health risks include a financial component. There are rarely studies that assess the financial aspects and also recommend a new insurance scheme to implement.

In our paper, we focus on the perception of financial aspects concerning long-term care risks. We aim to investigate whether the introduction of compulsory long-term care insurance in Germany affects the individual assessment of the financial implications of long-term care risks. This is performed by conducting regression analysis on a fitting subsample of observations from the German socio-economic panel before and after the introduction of long-term care insurance. Therefore, we evaluate the perception of financial risk when needing long-term care, but we do not estimate the individual probability of long-term care risk. Our three hypotheses are embedded in the general question of the impact of social long-term care insurance in a given setting.

¹ German studies are found in Breyer (1991,1992), Buchholz and Wiegard (1992) and Eisen (1992); international studies are found in Courbage and Roudaut (2008), Guillén and Pinquet (2008), Costa-Font *et al.* (2008), Parker and Clarke (1997), Brown and Finkelstein (2007) and Doeringhaus and Gustavson (2002).

² Kunreuther (1978).

³ Hershey *et al.* (1984).

⁴ Pauly (1990).

⁵ Zweifel and Struwe (1998).

⁶ Holtgrave and Weber (1993).

As there are no empirical studies focussing on introductory effects of insurance systems on individual perception, we are able to discover new insights as to how the introduction itself, and other variables, influence the individual financial assessment regarding facing personal high-probability risks. Our study helps to understand whether the public adopts this new pillar of social security and whether the new financial burdens that result from paying additional premiums are viewed as acceptable given the reduction of other long-term financial risks. The answer to the question of acceptance provides useful input for the discussion of changing the current system to a funded scheme.

The paper is structured as follows. After this introduction, an overview of German long-term care insurance is given. In the next section, the methodology and data are described, and the hypotheses are constructed. The regression results are presented in the subsequent section and discussed against the background of the derived research questions. The final section summarises the results, deduces possible implications and hints towards further research questions.

Overview of German social long-term care insurance

Compulsory long-term care insurance in Germany was implemented in 1995 after 20 years of political discussion. The aim was to treat the risk of long-term care as an existential risk (such as retirement, sickness, unemployment and disability) and roll the programme into social security. Before the installation of social long-term care insurance, whereas acute care was covered by health insurance, long-term care was covered only for the needy through a community-based, means-tested programme. This programme (*Hilfe zur Pflege*) only provides benefits if the recipient has exhausted all private assets and income resources. Private care insurance has been available in Germany since the mid-1980s but played a minor role in covering long-term care risk due to low demand (only 250,000 private contracts were purchased).⁷

Prior to the introduction of social long-term care insurance, most of the chronically ill or elderly individuals in need of long-term care were dependent on payments from social assistance. Approximately 80 per cent of nursing home residents financed their care by means-tested social assistance. In addition, the number of eligible persons rose from 165,000 in 1963 to nearly 660,000 in 1993.⁸ Long-term care was a large and growing financial burden for communities, and German Reunification exacerbated the problems of financing long-term care. Figure 1 displays the increase in the number of beneficiaries when long-term care social assistance was implemented. The introduction of the social long-term care insurance programme in 1995 led to a downward shift in the curve as a result of a massive shift from community-financed social assistance to the new insurance scheme.

The mandatory social insurance programme for long-term care was established in 1995 as the fifth pillar of the social security scheme in Germany to protect the population against the financial hardship associated with disability and chronic illness. The government initially implemented social long-term care insurance to cover nursing

⁷ Goetting *et al.* (1994, p. 289) and Zweifel and Struewe (1998, p. 13ff.).

⁸ Statistisches Bundesamt (2009).

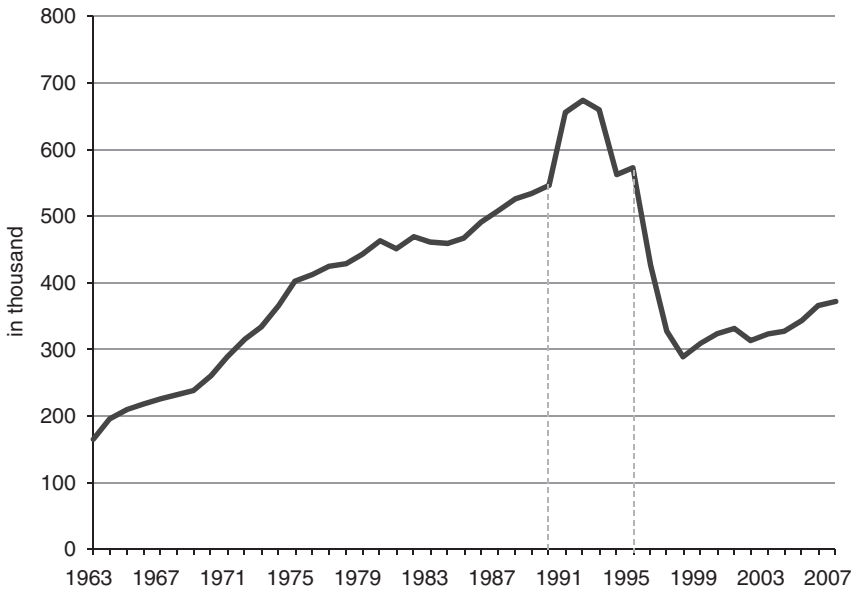


Figure 1. Recipients of social assistance for long-term care (Hilfe zur Pflege) 1963–2007 (Statistisches Bundesamt, 2009, Table D7).

care dependency, to disburden the local authorities from increasing payments to provide social assistance and to enhance ambulatory care for long-term care patients. These goals were mostly achieved.⁹

Social long-term care insurance was designed as a pay-as-you-go system and was financed by income-related contributions, which are split equally between employees and employers. The initial contribution rate in 1995 was 1 per cent. The new social insurance programme provides home care and nursing home care for people with a medically approved need without regard to age or financial status and without requiring a means test. The benefits are fixed at a monthly maximum per eligible person and are determined by illness/disability level and the setting.¹⁰ After the implementation in January 1995, benefits for home care were paid in cash or in kind beginning in July 1995, and benefits for nursing home care were added in July 1996.¹¹ The administration of social long-term care insurance was connected to the existing public health insurance fund and covers the same people (approximately 90 per cent of the population¹²). In 1996, the contribution rate was raised to 1.7 per cent due to the extension of benefits on institutional care. The rate was raised again to 1.95 per cent

⁹ BMGS (2003, p. 186) and Geraedts *et al.* (2000, p. 395).

¹⁰ BMG (2008a, pp. 11–12 and 23).

¹¹ BMGS (2003, p. 185).

¹² OECD (2008, p. 19). Individuals with high income and covered by private health insurance schemes were obliged to purchase long-term care insurance at the same private insurance company with the same range of coverage as the public scheme.

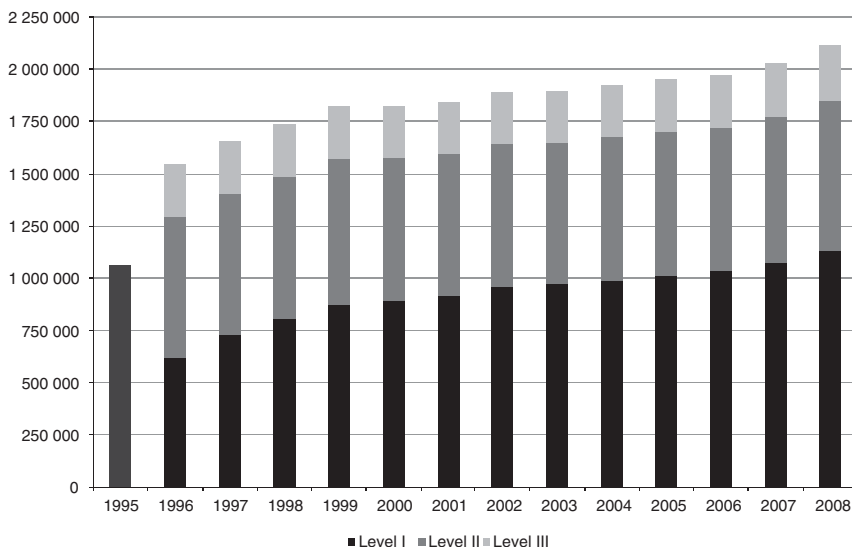


Figure 2. Recipients of long-term care (1995 only recipient in total available) (BMG, 2008b).

in 1998. The benefit and contribution structure has been relatively stable since then, excluding minor modifications.

Figure 1 illustrates that up to 400,000 individuals are dependent on both social assistance and social long-term care insurance. This is based on the fact that social long-term care insurance provides defined benefits (the limit of which depends on the disability level)¹³ and form of care (home or institutional). Therefore, the provided benefits or services often only cover part of an individual's needs.¹⁴ If the personal wealth of the aggrieved individuals or their potentially liable relatives cannot completely cover the costs for needed care, they can also apply for social assistance.¹⁵

While the purpose of health insurance is to improve existing health conditions, long-term care aims at making current conditions more bearable. As displayed in Figure 2, more than two million people currently received monthly benefits from social long-term care insurance. Most of these people receive ambulatory benefits (1.53 million). Stationary care in nursing homes is used by 720,000 people. As the probability of becoming dependent on long-term care after the age of 80 years is approximately 29 per cent, it is expected that in the year 2030, 3.09 million people will be in need of long-term care.¹⁶

As the long-term care insurance programme began to run a deficit in 1999 and was forecasted to have exhausted any prior surplus by 2008, the German government

¹³ The eligibility for benefits is distinguished by three levels of need and based on limitations for a minimum of six months in activities of daily living (ADL) and instrumental activities of daily living (IADL).

¹⁴ BMGS (2003, pp. 185–186.)

¹⁵ BMG (2008a).

¹⁶ BMG (2009b, p. 15).

initiated several small reforms.¹⁷ Connected with the newly elected government in 2009, the discussion about the financial deficit and the long-term care insurance system resumed.

Data, methodology and hypotheses

The data used in this publication was made available by the German Socio-Economic Panel Study (SOEP) at the German Institute for Economic Research (DIW), Berlin. The German Socio-Economic Panel is a representative panel survey of households and individuals. The first questioning was performed in 1984, covering approximately 6,000 households and 12,000 individual respondents. In 2008, the 26th questioning was performed, which included nearly 11,000 households and 20,000 individuals. The survey covers a wide range of diverse topics, such as income, employment status, education and health situation.¹⁸

The aim of our paper is to analyse the individual assessment of financial risk associated with long-term care dependency. The SOEP contains questions about individual perceptions of the risks inherent to unemployment, old-age, long-term care, etc. and information about income and other socioeconomic factors. We, therefore, use the following question and the outcomes included in the SOEP survey as a proxy for individual perception of the financial risks associated with long-term care:

The social security system in the FRG is split into several branches: health care, unemployment insurance and pension insurance. The social security system and its corresponding private businesses exist to provide assistance during emergencies and old age. How financially secure are you in the following situations?

Only the answers concerning long-term care dependency are used in the regression analysis as we aim to investigate the impact of the implementation of the social long-term care insurance. Potential answers are divided into five categories, from “very good” to “bad”, in addition to “don’t know/does not apply”. We transformed the answers into a numerical scale from 1 to 5, where 1 corresponds to “bad” and 5 corresponds to “very good” (we dropped observations with the answer “don’t know/does not apply” as they had no relevance). The SOEP includes this specific question every five years, beginning in 1987. To analyse the effect of implementing compulsory long-term care insurance, we use a balanced data set from 1992, 1997 and 2002. The answers from 2002 and 1997 were used to ensure not only the detection of direct (short-term) effects (e.g., broad media coverage or introductory problems) but also the long-term effects from the introduction. Our sample consists of members of the German health insurance system, either compulsory or private. All participants are aged 16 years or older. The final data set includes approximately 18,000 observations.

¹⁷ BMGS (2003) and BMG (2009a).

¹⁸ A detailed description of the SOEP can be found in Wagner *et al.* (2007).

To examine our research questions, we estimate the following regression equation:

$$\overrightarrow{FS}_t = \overrightarrow{\beta} \cdot X_t + \overrightarrow{\varepsilon}_t \quad (1)$$

where \overrightarrow{FS}_t is the vector of individual perception of financial security with respect to long-term care need at time t . The matrix X_t includes all variables inevitable to test our hypotheses and a set of control variables. The vector $\overrightarrow{\varepsilon}_t$ represents the error terms.

According to the ordinal scale of our dependent variable, we use an ordered probit regression based on the latent variable approach¹⁹ to estimate Eq. (1). In our analysis, we focus on relative comparisons and on coefficient signs rather than absolute values. We also do not calculate marginal effects to interpret the results, as marginal effects represent the probability that the individual i changes the former category of the dependent variable, given a marginal change in an explanatory variable. Such information does not deliver further information to analyse our hypotheses.

To analyse structural breaks of individual risk perception caused by the introduction of compulsory long-term care insurance and the significance of these influences, we ran separate regressions at all observed points in time. First, we look at shifts in perception due to the introduction of compulsory long-term care insurance by adding year dummy variables μ_t and their interaction terms with all other explanatory variables (excluding control variables) to the variable-matrix X_t and estimate Eq. (1) employing a pooled ordered probit regression. The year dummy variables μ_t have a value of one at time t and zero otherwise. In the second step, we estimate Eq. (1) separately for 1992, 1997 and 2002 to focus on the significance level of the influences at each point in time.

Using our regressions, we will analyse the estimation results with regard to our three hypotheses covering different aspects of the influence of introducing compulsory long-term care insurance in Germany.

Motivation and formulation of hypotheses

As mentioned in the section ‘Overview of German social long-term care insurance’, the implementation of long-term care insurance in 1995 exerted influence on the financial situation of those in need of long-term care. The new system covers the financial risk associated with becoming dependent on long-term care by offering monetary assistance. Beforehand, people had to completely deplete their earnings to finance their care needs and the majority of people obtaining care in institutions were dependent on social assistance sooner or later. Owing to these financial aspects and individual risk aversion, we expect the following results:

H1: The introduction of long-term care insurance in 1995 led to a general positive shift in individuals’ assessment of their financial situation in the case of long-term care need. In terms of our regression, the year dummy variables μ_t will be positive and significantly different from zero.

¹⁹ For a detailed description of this approach, see Winkelmann and Boes (2006, ch. 6).

H2: An individual's assessment of their financial situation increases with income both before and after introducing long-term care insurance. Therefore, all income coefficients are positive and significantly different from zero. Furthermore, the financial support of compulsory long-term care insurance weakens the influence of income, leading to significantly negative coefficients for the respective interaction terms.

Hypothesis 3 (H3) arises from the insight that the perception of long-term care risk is based on prospects that are influenced by a number of different factors. One important factor is the level of information about financial consequences in the case of long-term care need. The SOEP survey provides information on whether someone in the respondent's household needs care on a constant basis. This direct experience with the psychological, physical and financial aspects of long-term care leads to a higher level of information for the relevant respondent. Weinstein describes a bias in personal risk perception, arguing that less informed individuals believe that they are less likely to be affected by risks or situations than the average individual.²⁰ This bias might partly be reduced if the individual has experience with long-term care, resulting in a worse perception in 1992 compared to individuals with no experience. In addition, McCall *et al.*²¹ found the demand for long-term care insurance significantly increases with long-term care experience. This additional demand may be covered by the newly introduced insurance, leading to a better assessment in 1997 and 2002.

H3: Experience with long-term care in a respondent's household has a negative effect on the assessment of their financial situation. After the introduction of compulsory long-term care insurance, this negative effect was diminished. In our pooled regression, this would imply that the coefficient of experiencing long-term care has a negative sign and is significantly different from zero. Conversely, the respective interaction terms are positive and significantly different from zero.

Variables

To analyse our hypotheses, we include the following variables:

"Income" is a natural variable for inclusion; we decided to use per capita household income, which includes all income sources and accounts for both heterogeneous income situations and the number of household members when comparing different households. We did not use a continuous variable but rather clustered income into ranges.

Another important variable is "experience with long-term care", as experienced interviewees have an informational advantage, and we base one of our hypotheses on this fact. This variable is a dummy variable and equal to one if, in the household of individual *i*, a need for long-term care exists. Two additional factors that yield an informational advantage that we included are "political interest" and "general level of

²⁰ Weinstein (1980, pp. 813, 818–819), Weinstein (1989, p. 1232).

²¹ McCall *et al.* (1998, p. 194).

education” (low, middle or high). “Political interest” is coded as an ordinal variable from one (none) to four (very strong).

We also include a set of conventional control variables in the regression, which may be correlated with the dependent variable.

Results

We begin this section by evaluating the descriptive statistics of the data prior to going deeper into detail and using more sophisticated analytics. Generally, we will focus on and highlight the effects of the introduction of compulsory long-term care insurance by looking at changes in the different clusters between 1992 and 2002. As we mentioned in the third section, we will also refer to separate regressions if they provide additional insights. We will try to verify or reject our hypotheses based on the results presented in this section.

A first examination of the data is displayed in Figure 3, showing the relative frequency of the different perception clusters in 1992, 1997 and 2002. The mass of the distribution shifts from the lower values to higher values over time. This is an expected result as long-term care insurance unburdens a large segment of the population. Only the “very good” cluster exhibits decreasing numbers, but due to its small size, it does not significantly influence the positive shift. To examine this apparent shift and the influence of several other variables in more detail, we will focus on the regression analysis presented in the section ‘Data, methodology and hypothesis’ after the initial descriptive evaluation. To ensure that this positive shift is not the result of a general

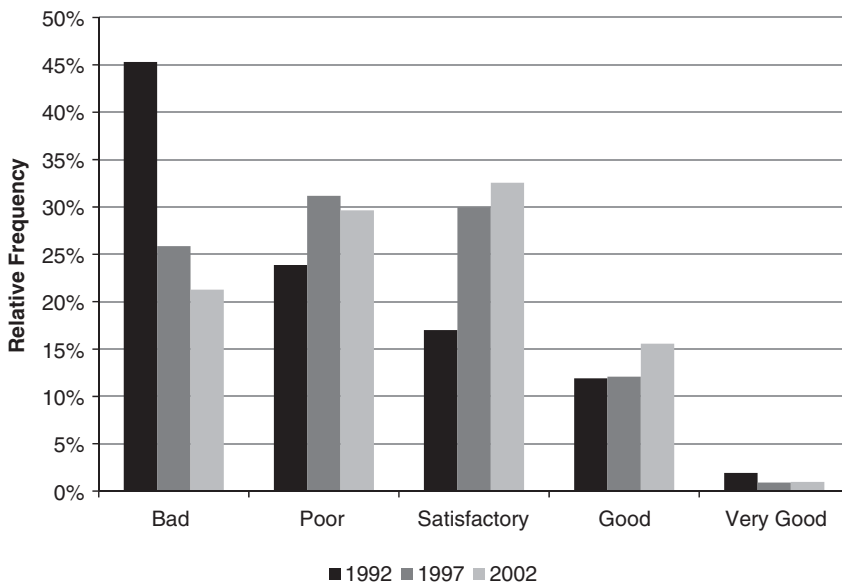


Figure 3. Perception of financial security concerning long-term care (relative frequencies).

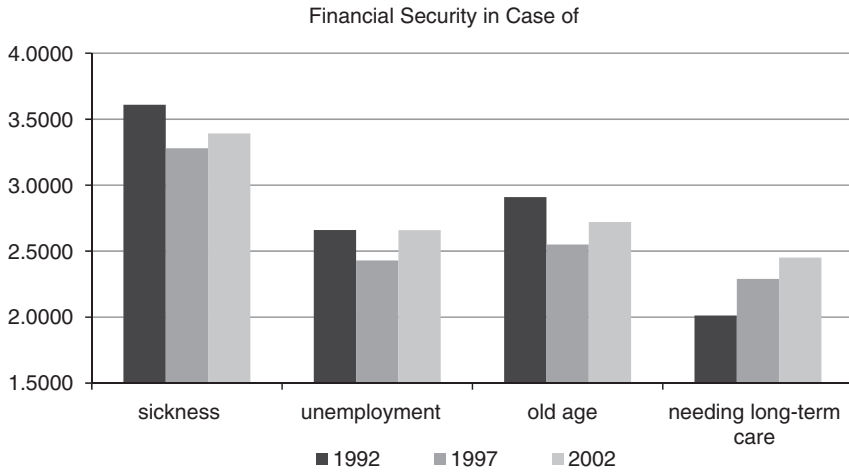


Figure 4. Mean value of perception of financial security.

positive trend in the perception of financial security, we compare the perception of financial security in the case of long-term care needs with the perception of financial security in the case of old age, sickness and unemployment, which are also covered by the SOEP. Figure 4 displays the mean values of the perception of financial security in 1992, 1997 and 2002 for all four cases.²² The mean value in the case of long-term care needs increases from 1992 to 1997, and the mean value decreases for all other cases. Therefore, there appears to be a general negative shift in the assessment of financial security; however, our results verify a positive impact on financial security in the case of long-term care needs due to the introduction of compulsory long-term care insurance. Comparing 1997 and 2002, the mean values represent a positive shift in the assessment of financial security for all cases, which therefore support a general positive trend from 1997 to 2002. Because the trend is positive for all cases, the positive shift in the case of long-term care needs from 1992 to 1997 appears to be stable, at least in the observed sample.

As noted in the section ‘Overview of German social long-term care insurance’, compulsory long-term care insurance had a particularly positive effect on the mid-income subgroup, which had to bear all the costs of long-term care prior to the introduction of social long-term care insurance. Prior to 1995, financial support of long-term care needs was only supplied by voluntary private insurance. Therefore, we expect these clusters to have an increased level of perception relative to the average. This expected effect must be further examined, so we split the population into household-income per capita clusters and observed how their perception of financial security changed over time for specific subgroups in the regression analysis. The clustering split the sample into five groups: [0, 500), [500, 1,000), [1,000, 2,000), [2,000, 3,000) and [3,000, ∞).

²² Although the mean value is not a probable measure for ordinal data, it is sufficient to identify a trend.

Table 1 Relative frequency of perception for the (0, €500) cluster of household income per capita

<i>Perception</i>	<i>1992 (in %)</i>	<i>1997 (in %)</i>	<i>2002 (in %)</i>
Bad	51.89	30.19	26.60
Poor	25.00	35.85	31.58
Satisfactory	10.38	20.13	29.66
Good	11.32	13.21	11.68
Very good	1.42	0.63	0.48

Table 1 displays the perception change from 1992 to 2002 for the cluster that has less than €500 of household income per capita. This is a special group with regard to the changes that took place in 1995. As described in the section ‘Overview of German social long-term care insurance’, it is more likely for this group to receive social security benefits in the case of long-term care needs, relying on the aforementioned “Hilfe zur Pflege”. This subgroup did not experience any major changes in coverage with the introduction of the new insurance. Comparing the change in perception for this subgroup with the change in perception for the overall sample, a similar trend can be observed in the data, which leads to the assumption that the perception of financial security is also positively affected by the introduction of social long-term care insurance for this special subgroup.

Table 2 presents the regression results of the pooled ordered probit regression.

Introduction of compulsory long-term care insurance

The first result to note is that the coefficients for the year dummy variables for 1997 and 2002 are significant on the 1 per cent level and positive, suggesting that the general view of financial risk associated with long-term care needs improved after the introduction of compulsory long-term care insurance. This is also indicated in Figures 3 and 4 where the shift of the distribution to a higher mean suggests the same conclusion. As mentioned before, due to the general negative trend between 1992 and 1997 in the perception of financial security, the coefficients of the year dummy variables are likely underestimated. These results verify our hypothesis that due to individual risk aversion, long-term care insurance improves financial security.

Income

Now we explore the regression results with regards to our second hypothesis of income positively influencing an individual’s assessment of financial security.

Note that the absolute values of the coefficient monotonously increase with the level of household income per capita in 1992. The coefficient for the [500, 1,000) cluster is insignificant, implying that it yields the same effect if household income per capita is drawn from [0, 500) in 1992. The assessment of financial security increasing with income is also observed in 2002. The interaction dummy variables for 1997 are all insignificant, verifying the conjecture that income is now regarded as minor factor when assessing financial security. Looking at the interaction dummy variables for 2002

Table 2 Regression results, confidence levels denoted by *: 10%, **: 5%, ***: 1% level

<i>Variable</i>	<i>Ordered probit</i>	
	<i>Coefficient</i>	<i>Standard error</i>
Year 1997	0.402***	0.152
Year 2002	0.595***	0.118
Experience with long-term care	-0.049	0.087
Experience with long-term care* (Year1997)	-0.048	0.113
Experience with long-term care* (Year2002)	0.207**	0.106
Having children under 16	0.254***	0.039
Having children under 16* (Year1997)	-0.209***	0.050
Having children under 16* (Year2002)	-0.224***	0.048
Widowed (Reference category: married)	-0.127	0.091
Widowed* (Year1997)	0.334***	0.111
Widowed* (Year2002)	0.238**	0.105
Political interest	-0.062***	0.021
Political interest* (Year1997)	0.041	0.028
Political interest* (Year2002)	0.029	0.027
<i>Household income per capita (Reference category: Income < 500)</i>		
[500, 1,000)	0.079	0.092
[500, 1,000)* (Year1997)	-0.043	0.136
[500, 1,000)* (Year2002)	0.021	0.098
[1,000, 2,000)	0.203**	0.092
[1,000, 2,000)* (Year1997)	-0.044	0.136
[1,000, 2,000)* (Year2002)	0.049	0.101
[2,000, 3,000)	0.264***	0.102
[2,000, 3,000)* (Year1997)	-0.099	0.148
[2,000, 3,000)* (Year2002)	0.355**	0.145
≥ 3,000	0.643***	0.127
≥ 3,000* (Year1997)	-0.001	0.180
≥ 3,000* (Year2002)	-0.088	0.241
<i>Education (Reference group: average education level)</i>		
Low education level	0.110***	0.034
Low education level* (Year1997)	0.055	0.046
Low education level* (Year2002)	-0.015	0.044
High education level	-0.064	0.071
High education level* (Year1997)	-0.070	0.092
High education level* (Year2002)	0.044	0.085
Log-Likelihood: -24,019.717	Pseudo-R ² : 0.0368	Number of obs: 17,963

Additional control variables: age, sex, marital status, employment status, kind of health insurance, perception of health status, financial assets, house owner.

yields an interesting result. The coefficients rise to levels similar to before the introduction of social long-term care insurance and are significant. The rationale for this may be similar to the argument regarding the variable experience with long-term care. While that group had an informational advantage by directly observing the situation immediately after the introduction, inexperienced individuals appear to trust the newly implemented governmental intervention and, as a result, rely less on their

respective income, as we expected. In the following years, mass media headlines suggested that insurance was experiencing financial difficulties, stoking fears of insufficient funds and a return to the need for individual safety nets.

As the income cluster of [0, 500) cannot be directly observed because it is the reference group for the regression, the regression is inconclusive when interpreting the introduction effect for this income group. Therefore, only the descriptive analysis in Table 1 may be used to derive any conclusion. As mentioned above, due to the general trend, which is also present for the <€500 per capita income cluster, we may deduce that even the lower income group assesses its financial security in the case of long-term care needs significantly better than before the introduction and similar to all other income groups. This is not intuitive as the coverage, or security, for a large part of this group is not actually improving.

Experience with long-term care

According to our third hypothesis, our assumption can be upheld relatively but not absolutely. Experience with long-term care was not a significant factor prior to the introduction of social insurance. This implies that, contrarily to our first hypothesis, experience had no negative impact on the assessment of financial security for the aggrieved party.

Looking at the sign and coefficient of the change in influence of the experience with long-term care variable, the influence did not change in 1997 but increased significantly in 2002. These effects yield the result stated earlier and in our hypothesis in relative form. This fact may be interpreted as a hint towards the effectiveness of the introduction of social long-term insurance. However, regarding the value and significance level of the variable in 1997, one might suspect that the group of individuals experienced with long-term care are affected by a slow and problematic start.²³ In addition, they could directly observe the effect of the introduction and therefore assess their own situation during the implementation. The fact that the introduction was perceived positively over the long-term is a result that was expected and confirmed by the data. The significant difference does not directly imply that experience was a significant influence for long-term care in 2002.

We also look at the experience coefficient in the separated 1997 and 2002 regression, the results of which are presented in Table 3. The influence is negative and significant at the 10 per cent level in 1997 as well as significant and positive on the 1 per cent level in 2002. This confirms the results of the pooled regression. We also expect the assessment of financial risk prior to the introduction to be distorted in this subgroup as the individual burden was expected to impair the perception of financial risk. This is clearly not the case as the respective coefficient is insignificant. Thus, the experience with long-term care in individual households did not have any influence in 1992.

²³ Dietz (1992, p. 13).

Table 3 Regression results, confidence levels denoted by *: 10%, **: 5%, ***: 1% level

Variable	Ordered probit 1992	Ordered probit 1997	Ordered probit 2002
	Coefficient (standard error)		
Experience with long-term care	-0.040 (0.087)	-0.122* (0.073)	0.185*** (0.063)
Having children under 16	0.210*** (0.046)	0.071* (0.040)	0.015 (0.038)
Widowed (Reference category: married)	-0.115 (0.098)	0.210*** (0.073)	0.137** (0.062)
Political interest	-0.043** (0.0215)	-0.031 (0.019)	-0.036** (0.017)
<i>Household income per capita (Reference category: Income < 500)</i>			
[500, 1,000)	0.081 (0.093)	0.013 (0.101)	0.110*** (0.035)
[1,000, 2,000)	0.196** (0.094)	0.138 (0.102)	0.269*** (0.045)
[2,000, 3,000)	0.241** (0.104)	0.147 (0.109)	0.660*** (0.107)
≥ 3,000	0.555*** (0.131)	0.664*** (0.132)	0.594*** (0.209)
<i>Education (Reference group: average education level)</i>			
Low education level	0.110*** (0.036)	0.154*** (0.031)	0.010*** (0.030)
High education level	-0.101 (0.073)	-0.110* (0.060)	-0.021 (0.049)
Log-Likelihood	-6405.9055	-7976.8957	-9371.3532
Pseudo-R ²	0.0177	0.0276	0.0314
Number of observations	4,971	6,017	6,975

Additional control variables: age, sex, marital status, employment status, kind of health insurance, perception of health status, financial assets, house owner.

Children and widows

Although the following variables are not covered by the initially proposed hypotheses, we want to highlight a set of control variables that yield interesting results. The first of which is the influence of children. As mentioned in the introduction, families with children should be less concerned about old age and nursing needs, as families were traditionally responsible for this burden and generally bore the financial risk as payback for the transfers they received while growing up. In 1992, the coefficient was significant and positive, which is probably explained by the traditionalist view discussed above. The assessment of their financial risk depended largely on whether children existed in the respective household. This picture changes after the introduction of social long-term care insurance. Both change coefficients are significant and negative. Therefore, it appears that children did not matter in the assessment of financial risk in the case of long-term care needs. The rationale for this finding is not obvious. First, the introduction of long-term care insurance may be a major factor in

this development. In fact, a large fraction of the financial obligations for long-term care is borne by compulsory insurance after 1995. As a result, the need for financial support from one's children is of decreasing importance. There are other trends that may be partially responsible for these observations. For example, the number of children has significantly decreased, nullifying the effect of "several shoulders" bearing the costs of long-term care. Keep in mind that our question only covers the financial aspects of long-term care, not the fact that children provide important mental support when individuals are in need. Therefore, this effect is not reflected in our results.

The next variable of interest is also not covered by our hypotheses, but we wanted to present the results in this context. Being a widow significantly influences the individual assessment of financial risk after the introduction of social long-term care insurance. Compared to married individuals, the coefficient is insignificant in 1992; however, the change in assessment for 1997 and 2002 is positive and highly significant. The results suggest that before the introduction of long-term care insurance, there was no significant difference in the assessment of financial risk between married or widowed individuals. However, a widowed individual has a more optimistic view of their financial security in the case of long-term care needs compared to a married individual. This is an unexpected result in absolute terms. One explanation for this positive change in the assessment of financial security may be a result of experience with public benefits, such as widow pensions. This positive experience could have generally strengthened the confidence in federal benefits, leading to an improving assessment of financial security.

Education and political interest

Two other variables also produced interesting results: level of education and level of political interest. It is interesting to note that with a higher level of education and political interest, the assessment of financial security declines. This is most likely because individuals with more education demand more information. Although this is not surprising, the opposite argument could have also been made. As information sources are limited in the lower educated social stratum, one could expect those individuals to be more susceptible to manipulation by the media. However, this is not verified in our data set. Similar to the case of widowed individuals, this result may be due to greater exposure to social benefits and the positive assessment of those benefits. Additional research in this direction could be enlightening.

Robustness of the results

To check our results for robustness, we performed the same regressions on subsamples of the original sample. Thirty per cent of the observations were randomly dropped, and the analysis was conducted several times. After 20 repetitions, the results were compared. We could not identify any significantly different outcomes in any test regressions. Only in the case where too many people of the small group of experienced participants were dropped by the algorithm, the corresponding variable became insignificant, but more importantly never changed signs. Furthermore, the separate regressions reproduced the results of the pooled regression, where comparable.

Conclusion

We gained meaningful insight into the validity of a large proportion of our hypotheses. As expected, the feeling of financial security is an increasing function in income. In addition, this effect was diminished with the introduction of long-term care insurance in the short term, while returning to formerly high levels in the long run. Experience with long-term care and an informational edge have a positive influence on the perception of financial security with the introduction of compulsory insurance; however, this occurs on a higher level in the long run than we originally conjectured.

The results of our regression analysis illustrate that the perception of financial security in the case of long-term care needs increased in all segments of the population after introducing compulsory long-term care insurance. This is currently not reflected in public discussions because it focuses on the shortcomings of the current benefit schedule of this social insurance. As previously mentioned, the discussion primarily focuses on directly measurable dimensions, narrowing the argument to the state of insurance itself. Future reform should therefore be accompanied by a more robust information policy. A specific subgroup in our sample highlights the benefits of a better information policy. By directly observing federal support and other benefits, they gain access to more information. As a result, individuals who have experienced long-term care at home assess the situation better. This information deficit can be closed by providing more transparency and involving the insured, which will likely lead to no necessity of compulsory private endorsements.

It is clear that the introduction of a new public benefit system appears to improve an individual's assessment of his or her financial security. This should be kept in mind when thinking about merging health insurance and long-term care insurance, as it has been recently proposed by several parties. Knowledge of the existence of a support system appears to play a significant role in assessment, which can be seen in the low-income cluster of our analysis. The primary change for a large segment of the population is just a name change. This subjective reasoning may also be used in another way: by building a joint institution, the demand for additional private insurance could be artificially increased. Supplementing the current system with private insurance contracts has often been publically discussed (e.g., in the Ruerup commission).

Further research could perform a detailed analysis of how different factors influence individual assessments of financial security. Especially regarding our result of improving perception within the low-income group, further closer analysis is capable of producing additional insights. Another study could analyse the influence of wealth by using clusters of monetary commitments in different asset classes.

Lastly, we want to point out some limitations to our study. As it was not possible to observe if individuals had private long-term care insurance prior to the introduction of social long-term care insurance, we encountered an identification problem. This could limit the validity of our results. However, as mentioned in the section 'Overview of German social long-term care insurance', prior to the introduction, approximately 250,000 private contracts existed, making the effect negligible.

References

- BMG Bundesministerium fuer Gesundheit (Ministry of Health) (2008a) 'Berichte zur Entwicklung der Pflegeversicherung, 4. Bericht (Report on the Development of the Social Long-Term Care Insurance, 4. Edition)', from <http://www.bmg.bund.de>, accessed 28 January 2010.
- BMG Bundesministerium fuer Gesundheit (Ministry of Health) (2008b) 'Leistungsempfaenger der sozialen Pflegeversicherung am Jahresende nach Pflegestufen 1995–2008 (Recipients of Benefits of the Social Long-Term Care Insurance by End of the Year and Levels of Care 1995–2008)', from <http://www.bmg.bund.de>, accessed 28 January 2010.
- BMG Bundesministerium fuer Gesundheit (Ministry of Health) (2009a) 'Finanzentwicklung in der sozialen Pflegeversicherung. Ist-Ergebnisse ohne Rechnungsabgrenzung (Financial Development of the Social Long-Term Care Insurance)', from <http://www.bmg.bund.de>, accessed 28 January 2010.
- BMG Bundesministerium fuer Gesundheit (Ministry of Health) (2009b) 'Zahlen und Fakten zur Pflegeversicherung (07/09) (Numbers and Facts on the Long-Term Care Insurance)', from <http://www.bmg.bund.de>, accessed 28 January 2010.
- BMGS Bundesministerium fuer Gesundheit und Soziales (Ministry of Health and Social Affairs) (2003) 'Nachhaltigkeit in der Finanzierung der Sozialen Sicherungssysteme, Bericht der Kommission (Sustainability in Financing of Social Security, Report of the Commission)', from http://www.bmas.de/portal/538/property=pdf/nachhaltigkeit_in_der_finanzierung_der_sozialen_sicherungssysteme.pdf, accessed 28 January 2010.
- Breyer, F. (1991/1992) 'Verteilungswirkungen unterschiedlicher Formen der Pflegevorsorge (Distributional impacts of alternative forms of provision long-term care)', *Finanzarchiv* 49: 84–103.
- Brown, J.R. and Finkelstein, A. (2007) 'Why is the market for long-term care insurance so small?' *Journal of Public Economics* 91(10): 1967–1991.
- Buchholz, W. and Wiegard, W. (1992) 'Allokative Ueberlegungen zur Reform der Pflegevorsorge (Allocative considerations concerning the reform of provision for long-term care)', *Jahrbuecher fur Nationaloekonomie und Statistik* 209: 441–457.
- Costa-Font, J., Garcia-Gonzalez, A. and Font-Vilalta, M. (2008) 'Relative income and attitudes towards long-term care financing', *The Geneva Papers on Risk and Insurance—Issues and Practice* 33(4): 673–693.
- Courbage, C. and Roudaut, N. (2008) 'Empirical evidence on long-term care insurance purchase in France', *The Geneva Papers on Risk and Insurance—Issues and Practice* 33(4): 645–658.
- Dietz, B. (1992) *Die Pflegeversicherungen—Ansprüche, Wirklichkeiten und Zukunft einer Sozialreform*, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Doerpinghaus, H.I. and Gustavson, S.G. (2002) 'Long-term care insurance purchase patterns', *Risk Management and Insurance Review* 5(1): 31–43.
- Eisen, R. (1992) 'Alternative Sicherungsmöglichkeiten bei Pflegebeduerftigkeit (Alternative possibilities for ensuring the risk of long-term care)', *Sozialer Fortschritt* 41: 236–241.
- Geraedts, M., Heller, G.V. and Harrington, C.A. (2000) 'Germany's long-term-care insurance: Putting a social insurance model into practice', *The Milbank Quarterly* 78(3): 375–401.
- Goetting, U., Haug, K. and Hinrichs, K. (1994) 'The long road to long-term care insurance in Germany', *Journal of Public Policy* 14(3): 285–309.
- Guillén, M. and Pinquet, J. (2008) 'Long-term care: Risk description of a Spanish portfolio and economic analysis of the timing of insurance purchase', *The Geneva Papers on Risk and Insurance—Issues and Practice* 33(4): 659–672.
- Hershey, J., Kunreuther, H., Schwartz, J.S. and Williams, S.V. (1984) 'Health insurance under competition: Would people choose what is expected?' *Inquiry* 21(4): 349–360.
- Holtgrave, D.R. and Weber, E.U. (1993) 'Dimensions of risk perception for financial and health risks', *Risk Analysis* 13(5): 553–558.
- Kunreuther, H. (1978) *Disaster Insurance Protection: Public Policy Lessons*, New York: John Wiley & Sons, Inc.
- McCall, N., Mangle, S., Bauer, E. and Knickman, J. (1998) 'Factors important in the purchase of partnership long-term care insurance', *Health Service Research* 33(2): 187–203.
- OECD (2008) 'Conceptual framework and definition of long-term care expenditure', from <http://www.oecd.org/dataoecd/24/58/40760216.pdf>, accessed 27 March 2003.

- Parker, G. and Clarke, H. (1997) 'Will you still need me, will you still feed me? Paying for care in old age', *Social Policy & Administration* 31(2): 119–135.
- Pauly, M.V. (1990) 'The rational nonpurchase of long-term-care insurance', *Journal of Political Economy* 98(1): 153–168.
- Statistisches Bundesamt (2009) *Statistik der Sozialhilfe—Hilfe zur Pflege 2007 (Statistics of Social Assistance—Help for Care 2007, in German)*, Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Wagner, G.G., Frick, J.R. and Schupp, J. (2007) 'The German socio-economic panel study (SOEP)—Scope, evolution and enhancements', *Schmollers Jahrbuch* 127(1): 139–170.
- Weinstein, N.D. (1980) 'Unrealistic optimism about future life events', *Journal of Personality and Social Psychology* 39(5): 806–820.
- Weinstein, N.D. (1989) 'Optimistic biases about personal risk', *Science* 246(4935): 1232–1233.
- Winkelmann, R. and Boes, S. (2006) *Analysis of Microdata*, Berlin: Springer.
- Zweifel, P. and Strüwe, W. (1998) 'Long-term care insurance in a two-generation model', *The Journal of Risk and Insurance* 65(1): 13–32.

About the Authors

Andy Zuchandke studied economics at Otto-von-Guericke Universität Magdeburg. He is now working at the Institute for Insurance of the Leibniz Universität, Hannover. Before entering the Institute he worked for four years in the bank industry. His research interests are applied econometrics, risk management and insurance economics.

Sebastian Reddemann studied mathematics at Leibniz Universität, Hannover. After completing the Math Part III course in Cambridge, U.K., he is now working at the Center for Risk and Insurance of the Leibniz Universität, Hannover. He has published in refereed journals. His research interests are financial econometrics, financial math and risk management.

Simone Krummacker is lecturer and research associate at the Center for Risk and Insurance, Leibniz University of Hannover. She studied Economics and Management at the University of Hannover. Before entering the Center she worked for ten years in the insurance industry. Her research interests focus mainly on individual and corporate insurance demand and risk management.

J.-Matthias Graf von der Schulenburg studied economics and law in Göttingen. He received his PhD from the Institute for International Economic Relations at the LMU in Munich. Following one year as Assistant Professor at Princeton University, he directed the International Institute for Management in Berlin and now leads the Institute for Risk and Insurance at the Leibniz Universität, Hannover. He has received numerous awards and has published in major economic and management journals.

Modul 8

The Perception of Financial Risks – A Panel Data Analysis on Perceived Financial Security in the Event of Long-Term Care Need for Germany

Andy Zuchandke

Sebastian Reddemann

J.-Matthias Graf von der Schulenburg

Arbeitspapier

Wiedereinreichung in *Risk Management and Insurance Review*

The Perception of Financial Risks – A Panel Data Analysis on Perceived Financial Security in the Event of Long-Term Care Need for Germany

Andy Zuchandke^{*†}

Sebastian Reddemann[‡]

J.-Matthias Graf von der Schulenburg^{*†}

Abstract:

Even though there is a vast literature on risk perception, most studies focus on event probabilities and lack a discussion of loss severity, which is paramount for high financial risks as long-term care need. Analyzing the perception of financial consequences and perceived financial security, conditional on an adverse event occurring, is needed to fully understand an important driver of insurance demand: expected costs. Therefore, we examine the influence of variables like experience with the respective risk, education or financial status on the perception of financial security in the event of needing long-term care. Among other things we show that experience with long-term care has a significant and positive impact on the perception of effective financial security. The results indicate that political decision makers face misperceptions of long-term care in turn could result in inefficient insurance coverage.

Keywords: risk perception, long-term care, severity of risk, risk assessment, risk experience

JEL-classification: C23, D81, D83, H55

* Leibniz Universität Hannover, Institute for Risk and Insurance, Königsworther Platz 1, 30167 Hannover, Germany.

† Center for Risk and Insurance, Otto-Brenner-Str. 1, 30159 Hannover, Germany.

‡ Deutsche Bank Risk Center GmbH, Bornholmer Str 19, 10439 Berlin, Germany.

1. Introduction

Originating from research on perception of natural and technological hazards in the 1970s, a research group surrounding Paul Slovic coined the phrase “bounded rationality”, which describes the behavior of individuals facing natural hazards such as droughts or earthquakes or technological risks such as those of nuclear power, pesticides or smoking (Slovic, Kunreuther and White 1974 and Fischhoff et al. 1978). Fueled by independent findings showing that individuals tend to have large biases in their risk perceptions and self-assessments (e.g., the so-called overconfidence bias: Weinstein 1989 or Kruger and Dunning 1999), subsequent empirical studies attempted to isolate the cause of these phenomena. Slovic et al. (1980) suggested early that an individual’s perception of a specific risk is highly dependent on experiences of the individual (i.e., familiarity), the “quality” of the risk (i.e., dread) and the subjective relevance of the risk (i.e., exposure). These results were obtained by conducting a factor analysis on data generated by extensive questionnaires regarding as many as 90 different risks. Savage (1993) further refined these results using demographic factors as explanatory variables for the three major drivers of risk perception stated above.

Several studies suggest that small probabilities are consistently overestimated and that the reverse is the case for more likely events (e.g., Fischhoff et al. 1981, Morgan et al. 1983 or more recently Andersson and Lundborg 2007). While these findings were verified in a more general context, other authors went further, to differentiate between the behaviors of different subjects. In particular, these studies found that effects vary between different groups (for age – Matthews and Moran, 1986; gender – Dosman, Adamowicz and Hrudehy, 2001; education – Kruger and Dunning 1999), stressing the importance of subjectivity in an individual’s risk assessment.

Most of the literature uses risk perception and perception of the probability of risk realization synonymously. This approach might be feasible for risks like mortality (see, e.g., Viscusi et al. 1997), but in general, there are two components to risk assessment. Especially when considering the insurance coverage decision of an individual, the metric of importance is expected loss rather than an isolated consideration of event probabilities. The expected loss is the product of the probability of an adverse event and the severity of that event, conditional on the event occurring. This implies that the assessment of the severity of an adverse event, conditional on the event of needing long-term care (LTC), has a positive relationship with the demand for LTC insurance. In fact, studies support this argument

(Sjöberg 1998, 1999). Sjöberg even concludes, “that demand for risk reduction is driven by the severity of consequences, not probability of risk” (Sjöberg 1999, p. 129). This consideration is especially relevant for high financial risks such as the risk of needing long-term care (see Norton 2000 and Zhou-Richter et al. 2010).

Despite the fact that LTC is considered as a high financial risk, it is surprising that (to our knowledge) no empirical study exists investigating the individual perception of financial consequences.¹ Analyzing the individual factors that influence the perception of financial consequences is therefore of major interest.

The aim of this study is to focus on the latter part, the severity of an event conditional on its occurrence. More specifically, we wish to analyze the assessment of financial security conditional on being in need of LTC for Germany. The argument of LTC being a high financial risk also applies for Germany as the current German statutory LTC system – which was introduced in 1995 - only provides partial coverage (see next section for details).

Analyzing perceived financial security conditional on being in need of LTC provides an important contribution to the prior literature as it complements studies on probability estimations with the perception of the second factor of expected loss. Because of the positive relationship between perceived financial security and LTC insurance demand, the assessment of financial security unites several interesting features of the demand for (supplementary) LTC insurance. The connection of our results to possible factors that influence LTC insurance demand sheds some further light on this issue.

The results provide meaningful implications for policy makers and the insurance industry and can help to further understand decisions concerning (LTC) insurance demand inconsistent with canonical insurance economics. More precisely, studies exploring the potential misperception of financial consequences (i.e. expected loss in case of needing LTC) or the relationship between the available information and the perception of financial consequences could help to dampen negative effects with regard to the perception of financial consequences and LTC insurance demand respectively. Furthermore, information on potential substitutes for LTC insurance demand (e.g. having children or real estate) could also provide meaningful implications for potential policy reforms. For example, if having children has a negative impact on LTC insurance demand, policy makers could consider

¹ One reason could be the difficulty to acquire an appropriate dataset.

reform options that counteract such relationships. Here, information regarding the relationship between such variables and the perception of financial consequences yields important insights, assuming the already stated positive relationship of perceived financial consequences and LTC insurance demand via expected costs.

In particular, to analyze the perception of financial security conditional on being in need of LTC, we use the following question: “How do individuals perceive financial security in the event of long-term care need?”.² This question was taken from the German Socio-Economic Panel (SOEP), a broad panel dataset. This question implies the conditionality structure described above and also provides a broader scope for research, as the question does not directly ask about the purchased coverage. With a focus on financial security, it also implicitly includes a consideration of possible substitutes for LTC insurance like family, assets and public LTC insurance schemes (see next section for details). Because of the dataset used for our study, we are able to analyze different kinds of substitutes for the second dimension to provide a more complete view of potential factors that influence the perception and insurance coverage decisions. Thus, the SOEP question is a valid proxy for the individual’s expectation of the second factor, as it implicitly includes all these influences.

The remainder of this article is structured as follows. In the next section we provide a review of the literature on the assessment of (LTC) risk and potential causes of low LTC insurance demand. That section also provides a more precise motivation for our research question and considered hypotheses. These hypotheses are presented in section three. Section four describes the data and the applied methodology. In section five, we present and interpret the descriptive and statistical results. Limitations and robustness of our results are discussed in section six. Finally, we conclude the study in section seven.

2. Long-term Care Insurance and Risk Assessment

Before presenting a literature review of research into risk assessment, we briefly want to present some key facts of statutory LTC insurance in Germany, as this is the legal framework for respondents.

The current German statutory LTC system, which covers almost 99% of all German residents (see Federal Ministry of Health 2011), only provides partial coverage. Out-of-pocket

² The original question was translated and paraphrased for readability.

payments could accumulate to as much as 50% of the overall monthly costs of up to 3,000 Euros (see, e.g., Rothgang 2010 and Zuchandke et al. 2012). The amount of monthly costs and out of pocket payments depends on the LTC level and on the kind of care respectively. Eligibility for LTC benefits from statutory LTC insurance is determined by a medical examination and assessment of daily living capabilities. It is differentiated into three levels of severity (see Rothgang 2010). Furthermore, the amount of benefits is also dependent on the kind of care, i.e. home care or nursing home care. In 2012, the benefits ranged from 235 (700) Euros for home care level 1 (level 3) up to 1,023 (1,550) Euros for nursing home care level 1 (level 3). A more detailed tabulation of the benefits is presented in Zuchandke et al. (2012). When the own financial resources are exhausted due to out-of pocket payments, adult children are legally obliged to support their parents' costs of care. As a last option, means tested social assistance exists in Germany to ensure a minimum income level. Rothgang (2010) and John and Thomsen (2012) provide a detailed overview about the social LTC system in Germany.

Although a potential need for supplementary LTC insurance in Germany does exist (see also Zhou-Richter et al. 2010), the market is quite small. Approximately 2% of all insured persons covered by the statutory LTC insurance (see GDV 2011 and Federal Ministry of Health 2011) own complementary insurance products. This so-called LTC insurance puzzle exists in many developed countries (see Pestieau and Pontière 2012). In the attempt to solve this puzzle more and more studies emphasize that individual perceptions and assessments of LTC risk drive actual LTC insurance demand (see e.g. Courbage and Roudaut 2008, Finkelstein and McGarry 2006 and AHIP 2012).³

Based on a broad literature review, Brown and Finkelstein (2009) clustered different arguments for the observed small utilization of LTC insurance markets in three different classes: (1) limited consumer knowledge and rationality, (2) state-dependent utility functions and (3) the existence of potential substitutes. Classes (1) and (3) are of particular importance to our analysis, as these factors would influence individual perception of financial security in the event of LTC need, which would in turn affect insurance demand behavior.

³ The studies by Finkelstein and McGarry (2006) and AHIP (2012) directly show a positive relationship between perceived risk of needing LTC and insurance coverage. Related to this, Courbage and Roudaut (2008) show that experiences with disability drives LTC insurance demand and emphasize the role of risk perception on insurance demand.

The first class of arguments contends that individuals manifest a low level of financial literacy and are unable to fully understand the financial consequences in case of requiring LTC. Additionally, individuals tend to misperceive the risk of LTC. This rationale is consistent with findings of Kunreuther (1978), who argues that people have difficulties understanding low-probability and high-severity risks. On a related note, Pauly (1990) argues that many individuals have little knowledge about LTC programs. This might result in a misperception that, for example Medicare or statutory LTC insurance fully covers LTC expenditures (in the U.S. or Germany respectively). Potential misperceptions of LTC risks have been observed by another study (see AARP 2006). The AARP (2006) determined that more than half of all respondents to a survey believe that Medicare covers the costs of nursing home care. Furthermore, their questionnaire revealed that approximately 60% of respondents underestimated the monthly costs of LTC by more than 20% relative to the average cost level.

These findings suggest that information about and experiences with LTC risk influences its perception and therefore probably also insurance demand. This reasoning is supported by several independent studies. Zhou-Richter et al. (2010) asked respondents about their insurance demand before and after providing information on financial consequences (e.g., monthly costs and benefits from statutory LTC insurance) of LTC need. They observed a significant change in the willingness of respondents to buy LTC insurance after they received relevant information. McCall et al. (1998) found evidence that individuals with care-needing family members are more aware of the risk. Demand for LTC insurance among these individuals is higher. Similar to these findings, Zuchandke et al. (2010) have shown that a care-needing family member influences the perception of financial security in the event of LTC need. On a more general level, Viscusi (1990) states that new information also influence the assessment of risk. In another study, Hakes and Viscusi (2004) have shown that “better educated people have more accurate risk beliefs and also are much more adept at incorporating age-related experiences in their risk assessments” (Hakes and Viscusi 2004, p. 663). This finding is important, as it shows that new information regarding a risk – e.g., new information provided by mass media – is evaluated differently across different groups.

When considering knowledge, the aspect of communication and the presentation of LTC risk by the media also become relevant for individual’s risk perception. In fact, multiple studies reveal a strong link between risk communication and risk perception. Bomlitz and Brezis

(2008) find a significant misrepresentation of health risks by mass media to the extent that there are cases of an inverse relation between the probability of a risk and its coverage by the media.⁴ Ackerson and Viswanath (2010) verified these media attention effects for a different set of risks. Additionally, different studies state that risks receiving media attention are more likely to be overestimated by individuals (e.g., Fischhoff et al. 1981 and Viscusi 1990).

With regard to the third class of arguments, Brown and Finkelstein (2009) discuss potential substitutes for LTC insurance coverage, namely family, illiquid housing (or real estate) and public LTC insurance schemes. They argue, for example, that children are considered as a possible substitute for formal LTC and therefore for LTC insurance coverage. Zweifel and Strüwe (1998) provide a similar rationale. On the contrary, Courbage und Roudaut (2008) found a positive relationship between having children and the probability of owning private LTC insurance. They argue that altruistic behavior and the bequest motive can explain this finding. However, Sloan and Norton (1997) could not confirm that the bequest motive itself impacts LTC insurance demand.

Real estate is considered as an additional financial resource (see Finkelstein and McGarry 2006). Besides non-liquid assets like real estate, it might be reasonable to also include financial assets as possible substitutes for LTC insurance. For example, Bernet (2009) argues that the attractiveness to self-insure increases with net worth. In this case, when taking assets into account, it is plausible to include their net value in the analysis (i.e., gross value minus credit). However, a positive relationship between net worth and the level of LTC insurance coverage could be reasonable because insurance coverage can provide protection for the individual's assets (see Brown and Finkelstein 2009).

The argument for public LTC insurance being a substitute for private LTC insurance seems to be straightforward. Brown and Finkelstein (2008), Doeringhaus and Gustavson (2002) and Pauly (1990) have shown that it is rational to not purchase LTC insurance in the presence of Medicaid. For the case of Germany, Zuchandke et al. (2010) have shown that the introduction of social LTC insurance in Germany had a statistically significant positive effect on the individual perception of financial security in the event of LTC need. They compared 1992 with 1997/2002 and have shown significantly improved individual perception of

⁴ To our knowledge, no study analyzed a direct relationship between mass media and LTC risks.

financial security in the event of LTC need after the introduction of statutory LTC insurance. Furthermore, they also compared these results with the perception of financial security over time for other cases (e.g. financial security in case of sickness, old age and unemployment) and have observed a different trend of perception of financial security in case of LTC compared to all other cases. However, although they had panel data available for their analysis the authors restricted themselves to cross-section techniques.

All of the findings above are strong indicators that perception of LTC risks in general and perception of its financial consequences in particular are of importance to LTC insurance demand. Even the aspects of the third class of arguments (i.e., potential substitutes) are likely to influence the perception of financial security in the event of LTC need and, as a consequence, insurance demand.

3. Hypotheses

As stated earlier, we analyze individual factors that are influencing the perception of financial consequences in the event of needing LTC. Whereas the analyses of several factors might be of interest, we test hypotheses that are related to the stated classes (1) and (3) by Brown and Finkelstein (2009) (see prior section). More precisely, the first two hypotheses are related to knowledge and level of knowledge regarding the financial consequences of needing LTC. Here, we take experience into account as an immediate source of knowledge, as well as level of education and political interest to proxy for level of knowledge regarding LTC risk. For the latter two factors, we argue that education will impact risk assessment abilities and that political interest will impact demand for information. Hypotheses 3 and 4 relate to possible substitutes for supplementary LTC insurance and their impact on the assessment on financial security in event of needing LTC. In the case of assets, we interpret the amount of debt as negative assets.

To avoid misunderstandings with regard to our research question, we want to clarify the use of “better” or “worse” in the context of perception as well as “negative” or “positive” for impact on the perception of financial security respectively. Throughout this article, we consider if an individual actually subjectively feels better or worse in terms of financial security. The influence of certain variables on the individual ability to objectively assess financial security is explicitly not a part of our research question. Additionally, when presenting our results regarding an individual with a certain risk assessment, the term

“better” is used relatively, i.e. that individual perceives to be better secured. We explicitly do not relate this term to the objective safety or objective risk in our analysis, but might use this notion in our interpretation/explanation of the results.

Hypothesis 1: Experience with LTC is negatively related to the assessment of financial security in the event of needing LTC.

As mentioned above, different studies (e.g., Pauly 1990, AARP 2006) have shown that individuals with a low level of knowledge are more likely to underestimate the financial consequences of needing LTC. These effects are also likely to be observed in Germany. Partial coverage in combination with different benefit levels might be a source of misperception. Many individuals may not be fully aware of the amount of coverage to expect. Furthermore, the existing means-tested social assistance to ensure a minimum income level in Germany could be another source of the false impression that they are covered sufficiently. Experience with the current system is providing direct information, increasing the individual’s level of knowledge. As a consequence, individuals with this information can better assess the actual financial situation that arises when LTC is needed. Thus, we expect that experience with the LTC system negatively affects the assessment of financial security when LTC is needed.

Hypothesis 2: The level of education is negatively related to the assessment of financial security in the event of needing LTC. Furthermore, the magnitude of this effect is decreasing over time.

Based on the same argument presented for hypothesis 1 (i.e., underestimation due to low level of knowledge) and consistent findings in the literature (esp. Hakes and Viscusi 2004), we argue that more educated individuals can more precisely perceive the risk and better understand how to gather crucial information. Furthermore, we expect the same relationship for perception of financial security when needing LTC. Consequently, we assume a negative relationship between education and the assessment of financial security. On the other side, less educated individuals are probably more influenced by (negative) misrepresentations (e.g., Bomlitz and Brezis 2008) provided by mass media, which would lead to a countervailing effect. Although we assume that this latter effect is dominated by the first effect, we expect this dominance to disappear over time due to an increasing

number of negative news stories about the prospective financial problems of statutory LTC insurance between 1995 and 2007.

Hypothesis 3: The extent of political interest is negatively related to the assessment of financial security in the event of needing LTC.

As stated above, we use political interest as a proxy for knowledge about the LTC system. Furthermore, we assume that individuals who are more interested in political issues make better use of publicly available information about the LTC system. This is similar to hypothesis 2 where education was used as an indicator of information demand. Therefore, these individuals are able to estimate the financial situation that arises when LTC is needed more accurately. Combined with the fact that less informed individuals are more likely to underestimate the financial consequences of needing LTC (AARP 2006, Zhou-Richter et al. 2010), we assume a negative relationship between this proxy and perception of financial security. More precisely, individuals with higher interest in political issues assess the financial situation in the event of needing LTC, *ceteris paribus*, more negatively.

Hypothesis 4: Having children is positively related to the perception of financial security in the event of needing LTC.

When an individual becomes LTC dependent, family members have the option of providing informal care. Compared to nursing home care, the direct costs of informal care are lower (Rothgang 2010). Furthermore, children are legally obliged to financially support parents in need of LTC when financial resources of the dependent are exhausted. Thus, both situations indicate that (*ceteris paribus*) children are a potential source of parents feeling better secured (i.e. in our context, to perceive financial security more optimistically) and, as a consequence, establish the role of children as substitute for insurance demand. This assumption is consistent with the findings of Brown and Finkelstein (2009) and Zhou-Richter et al. (2010).

Hypothesis 5: Assets (debt) are positively (negatively) related to the perception of financial security in the event of needing LTC. Furthermore, the expected (permanent) income has a positive influence on the assessment of financial security in the event of needing LTC.

Connected to the reasoning of Brown and Finkelstein (2009), assets may be liquidated in the event of LTC need. Therefore, individuals with assets are financially more flexible covering

potential costs in the event of needing LTC. The same would be true for the expected permanent income: a higher permanent income leads to a more flexible care situation, e.g. with regard to capital accumulation. Therefore, we assume a positive impact of assets and the expected income situation on perception of financial security. Consistently, we assume the opposite for debt. As financial pressure is greater on individuals with credit payments and will even grow when LTC dependence occurs, we expect debt to negatively impact the perception of financial security.

4. Data and Methods

To empirically test our hypotheses, we use data from the SOEP provided by the German Institute for Economic Research (DIW Berlin), Berlin. The SOEP is a representative panel survey of households and individuals (Haisken-DeNew and Frick 2005) and contains a wide range of questions on topics such as income, employment, education and health status. The first survey was conducted in 1984 with participation of approximately 6,000 households and 12,000 individuals responding. In 2010, the 27th wave was completed, including roughly 11,000 households and 20,000 individuals. All initially selected samples of SOEP are multi-stage random samples. In each selected household, members who are 17 and older are interviewed. Furthermore, individuals who leave the household are still interviewed in the following years (see Spiess et al. 2008). The survey method is a mixed-mode design (Paper-and-Pencil interviewing method (PAPI) and computer-assisted personal interviewing method (CAPI). The preferred way to perform the survey is PAPI-based face-to-face interviews (see Schräpler et al. 2006). The respondents might complete the questionnaire in presence and even with assistance of the interviewer to avoid invalid responses due to misunderstandings. The SOEP is frequently used for scientific studies. Currently, more than 7,000 publications related to the SOEP are listed in the literature database SOEPLIT.⁵ Among others, Wagner, Frick and Schupp (2007) and Trommsdorff (2009) describe the dataset and its methods in more detail. Moreover, the documentation by the SOEP Group (2013) provides a detailed description of the dataset between 1984 and 2011.⁶

⁵ <http://panel.gsoep.de/cgi-bin/baseportal.pl?htx=/soeplit/soeplit>

⁶ To further get an idea of the relevant questions, the individual questionnaire for 2007 can be found here: http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.56579.de/personen_en_2007.pdf

4.1 Variables

As we cannot observe perception of severity directly, we use information on perceived financial security in the event of LTC need as a proxy (see *Introduction*). More specifically, we make use of the following question in the SOEP: “How do individuals perceive financial security in the event of long-term care need?”

The possible answers are divided into five categories, from “1 = bad” to “5 = very good”. We excluded individuals who chose the answer “don’t know/does not apply” from our sample. The question is included in the SOEP every five years beginning in 1992. Therefore, we use the waves of 1992, 1997, 2002 and 2007. Furthermore, we use an unbalanced dataset. After cleaning our dataset of missing and implausible values, our final dataset consists of 27,663 individuals and 49,397 observations.

With regard to our five hypotheses, we consider the following independent variables: For experience with LTC, we use two different questions. Individuals are asked if there is a household member in need of LTC. Starting in 2002, participants are additionally asked if the family member in need of care receives benefits from statutory LTC insurance. Using this information, we are not only able to differentiate between levels of experience (yes/no) but also whether the needing individual receives benefits from statutory LTC insurance or not.

The SOEP provides the variable *schoolyears*, which we use as a cardinal measure for education to address our second hypothesis. To represent political interest, we utilize the following question: “How interested are you in politics?”. The possible answers are divided into four categories, from “1=not at all” to “4=very much”. As this variable has an ordinal structure, it could be appropriate to create dummy variables for the particular categories. However, as the results are quite similar under either specification, we decided to use the original ordinal variable.

For different aspects of financial status, we use the value of financial assets, the value of debt, the ownership of real estate and its respective financial value. In the case of debt, we distinguish between debt on mortgages and other debt. Unfortunately, data regarding the nominal values of assets and debt is only available for the waves conducted in 2002 and 2007. Up to 1997, we can only use binary information of having/not having real estate and/or financial assets. Therefore, we take the binary variables *real estate* and *assets* into account whenever considering all four waves. As this dummy structure does not provide

precise estimates, we also confirm the results with a sub analysis using the waves 2002 and 2007 only. The ownership of real estate often leads to the following set-up: owning real estate financed by a mortgage arrangement. Therefore, we separate information about the financial value of real estate and the residual value of debt on mortgage ($\ln(\text{mortgage})$ and $\ln(\text{real estate})$).

For all continuous variables on financial aspects, we use the natural logarithm. Except for the control variables for household income, we observe a significant number of individuals with no assets or no debt (variable equals 0). To avoid missing values by taking the natural logarithm, we replace values of 0 with a value very close to zero ($10e - 26$).⁷

In addition to wealth aspects, we also want to cover the individual's economic situation. The appropriate measure for this aspect would be permanent income, e.g. simply measured by the average household income over all years the individual is in the survey (see, e.g., van Praag et al. 2003). However, as we use a fixed effects approach (see section Method), the permanent income as a time-invariant variable is already covered by the individual-specific interaction term (see Kazarosian 1997). Therefore, we make use of the proxy variable econ. situation, which codifies the intensity of anxiety of one's individual future economic situation. We utilize the question: "Are you concerned about your future economic situation?". The possible answers are divided into three categories, from "1=not concerned at all" to "3=very concerned". As in the case of political interest, the results of dummy variables are quite similar under either specification, so we decided to use the original ordinal variable.

To evaluate the impact of having children on assessments of financial security, we make use of the variable children. Finally, we include a set of control variables in our regressions. The full list of variables is presented in Table 1.

⁷ This approach is common for financial values or saving rates (see also Schunk 2009).

Table 1: Code and description of independent variables

Variables	Code	Description
<i>Experience with the long-term care system</i>		
experience	binary variable	equals 1 if a household member is dependent on LTC on a permanent basis
nobenefits	binary variable	equals 1 if experience=1 and the household does not receive benefits from statutory LTC insurance
benefits	binary variable	equals 1 if experience=1 and the household receives benefits from statutory LTC insurance
<i>Education and Knowledge</i>		
schoolyears	count variable	number of years in school, ranges from 7 to 18 years
political interest	ordinal variable	divided into four categories, from "1=not at all" to "4=very much"
<i>Potential Substitutes</i>		
econ. situation	ordinal variable	worried about own future economic situation, divided into three categories, "1= not concerned at all", "2=somewhat concerned", "3=very concerned"
children	count variable	number of children in household, ranges from 0 to 10
assets	binary variable	equals 1 if the respondent has financial assets
ln(assets)	continuous variable	natural logarithm of the total value of all financial assets with an overall value of EUR 2,500 or greater
ln(debt)	continuous variable	natural logarithm of the total value of debt, excluding debt on mortgages
ln(mortgage)	continuous variable	natural logarithm of the total value of residual debt on mortgages
real estate	binary variable	equals 1 if the respondents owns real estate
ln(real estate)	continuous variable	natural logarithm of the total value of the respective real estate
<i>Control variables</i>		
ln(income)	continuous variable	natural logarithm of the household income
econ. development	ordinal variable	worried about future development of the economy, divided into three categories, "1= not concerned at all", "2=somewhat concerned", "3=very concerned"
marital status	binary variables	dummies for single, widowed, married/having partner and divorced
employment status	binary variables	dummies for employed, self-employed, unemployed, out of labor force
health	ordinal variable	self-reported health; divided into five categories, from "1=poor" to "5=very good"
persons	count variable	number of persons in household, ranges from 1 to 13
priv. LTC insurance	binary variables	equals 1 if respondent is privately insured (obligatory LTC insurance)
sex	binary variable	equals 1 if respondent is male
age, age2	continuous variable	age (ranges from 16 to 92) and the squared value of age

4.2 Method

To make use of the panel structure, we employ panel-estimation techniques to test our hypotheses. Panel data allows us to control for possible unobserved individual heterogeneity, which is likely because of the subjective character of our dependent variable. Among others, one issue of subjectivity is an individual interpretation of the ordinal scale. More precisely, it is possible that two individuals with the same perception mark different

categories (e.g., 3 and 4), which would lead to biased estimates. There are two common ways to control for unobserved heterogeneity: the fixed effects model and the random effects model (see Baltagi, 2008). To test whether random or fixed effects estimators are appropriate, we conducted a Hausman specification test. The results indicate that the fixed effects model is appropriate in our case⁸ – a detailed description of this test can be found in Baltagi (2008). Using fixed effects, the problem of individual interpretation of the ordinal scale is eliminated if this effect can be assumed to be time invariant. A detailed description of the fixed effects approach can be found in Allison (2009).

Besides considering endogeneity caused by unobserved individual heterogeneity, we also tested for possible endogeneity with respect to an idiosyncratic error term. To exclude possible sources of endogeneity we instrumented the variables income, economic situation as well as wealth and debt.⁹ To test for a systematic difference between the ordinary fixed effects approach and the non-efficient instrumental variable fixed effects approach we conducted a Hausman Test. The test cannot reject the null hypothesis that the difference in coefficients is not systematic.¹⁰ Thus, it did not indicate endogeneity with respect to the idiosyncratic error term. Furthermore, a direct comparison of both approaches does not reveal substantial differences. Therefore, we apply the ordinary fixed effects approach for our estimations.

Another econometric issue could rise through multicollinearity. To check if this poses a problem in our specific dataset, we calculated the variance inflation factors (VIF) for all considered variables. With regard to our analyzed variables, number of children reached the highest value of 2.68. Using the accepted practice of a critical value of 5 (see Menard 1995), the calculated VIFs do not indicate problems with multicollinearity. We also performed a sensitivity analysis with regard to our included variables and could not find relevant changes with respect to significance levels.

⁸ The value is $\chi^2(43) = 466.94$ ($p < 0.001$) when using all four waves and $\chi^2(22) = 231.64$ ($p < 0.001$) when using waves 2002 and 2007 only.

⁹ The instrument set includes the lagged variables of the probable endogenous variables, lagged variables of received interests and dividends respectively, lagged variables of monthly amount of loans and mortgages paid off and the lagged variable of estimated rent for the own real estate.

¹⁰ The value of the test statistic is $\chi^2(23) = 7,5$ ($p = 0.999$) in case all four waves (without interaction terms) and $\chi^2(22) = 17,64$ ($p = 0,7270$) in case of waves 2002 and 2007 only.

The fixed effects approach uses within-individual variation only, which implies lower precision of estimates (see Allison 2009) and can lead to difficulties when interpreting the results, especially if the within-individual variation is very small as in the case of education.¹¹ Whereas individuals have different options concerning education (even extra occupational) the within-individual variation should normally be very small over time. As we use this variable to analyze hypothesis 2, we also consider the random effects approach to better understand the estimation results and the impact on financial security. Nevertheless, when interpreting the results of the random effects approach we have to be aware of endogeneity caused by individual heterogeneity.

The ordinal structure of our dependent variable would require the use of an ordered probit or ordered logit regression. A description of both methods can be found in Wooldridge (2002). Using an ordered response with panel estimation techniques, however, leads to technical and conceptual problems (see Clark et al. 2009 and Allison 2009). In our case, the most important restriction is the non-availability of random and fixed effects when using ordered response models. To manage these problems, we use the probit-adapted ordinary least squares (POLS) approach by Van Praag and Ferrer-i-Carbonell (2008). The core of this method is an implicit cardinalization of the dependent ordinal variable. The advantage of this transformation is that it allows the application of ordinary estimation methods (ordinary least squares) and the use of panel estimation techniques, i.e. using fixed or random effects approaches in our analysis.

The initial point of the cardinalization is the latent variable approach and the assumption that the latent variable Y^* follows a standard normal distribution. For a detailed description of the latent variable approach, see Wooldridge (2002). The new cardinalized variable Y_k^C is constructed by transforming the conditional expectation of Y^* for all response categories k (five categories in our case), given that the value is located in a specific interval $[\hat{\imath}_{k-1}, \hat{\imath}_k]$. Due to the assumed standard normal distribution, the conditional expectation is calculated by

$$Y_k^C = E(Y^* | \hat{\imath}_{k-1} < Y^* \leq \hat{\imath}_k) = \frac{n(\hat{\imath}_{k-1}) - n(\hat{\imath}_k)}{N(\hat{\imath}_k) - N(\hat{\imath}_{k-1})}, \text{ for } k = \{1, 5\} \quad (1)$$

where $n(\cdot)$ is the density function, and $N(\cdot)$ is the distribution function of Y^* .

¹¹ As also stated by Allison (2009, p. 3), the within-individual variation of education is very small compared to the variation between individuals.

The specific values of the cut-off points λ_k are assigned using information on the overall sample distribution of the observed ordinal variable. According to a given sample distribution $p(k)$, we can write

$$N(\lambda_k) = F(k), \quad (2)$$

where $F(k) = \sum_{j=1}^k p(j)$ represents the cumulated probability of response category k . We can calculate the cut-off points by rewriting equation (2) as

$$\lambda_i = N^{-1}[F(k)]. \quad (3)$$

Using the calculated cut-off points λ_k in equation (1), the transformation leads to the cardinalized variable Y_k^C for $k = \{1,5\}$. This variable is used as dependent variable in our regressions. Van Praag and Ferrer-i-Carbonell (2008) have shown that estimated effects of an ordered probit and POLS are almost identical up to a multiplicative factor. To further emphasize the appropriateness of this approach, we also compared the estimation results of POLS and ordered probit with our dataset and identified the same relationship between ordered probit and POLS, like Van Praag and Ferrer-i-Carbonell (2008). Therefore, the use of POLS with fixed and random effects is an appropriate alternative approach compared to the not applicable ordered response model with fixed and random effects.

Based on several restrictions regarding available information (e.g., value of financial assets, receiving benefits from statutory LTC insurance), we consider various regressions with two different time periods. Firstly, we use the whole dataset (1992-2007); in a second step, we perform regressions including the waves of 2002 and 2007 only. Furthermore, because of possible changes of the impact on perception of financial security due to the introduction of the statutory LTC insurance, we also consider interaction effects between our considered variables and the wave dummies. The measured difference in the impact over time is also known as difference-in-difference estimation. An overview about this issue is provided in Bertrand et al. (2004) and Lechner (2011). Doing this, we are able to observe changes in the relationship between independent and dependent variables. This is especially relevant as the introduction of statutory LTC insurance may change the impact of a variable (as also stated in the hypotheses) on our dependent variable. Whereas interaction effects show differences over the course of time along with the significance of such differences, they do not provide the significance levels of the overall effects (i.e. the impact of an independent

variable for the respective year). Hence, we would not acquire information on the absolute significance of the analyzed variables, as a significant change does not necessarily have to correspond with an overall significant effect and vice versa. Therefore, we additionally calculate and present coefficients and significance levels of all overall effects (see *Results*).

5. Results and Discussion

Before looking at the results regarding the endogenous variable, table 2 and 3 present summary statistics of all considered (dependent and independent) variables. Table 2 displays mean values (and fractions in case of dummy variables respectively) and the overall as well as within standard deviation. Table 3 additionally presents the fraction of the chosen categories for our ordinal variables.

Table 2: Summary statistics of dependent and independent variables

Variables	Mean value [†]	Standard deviation		Variable	Mean value [†]	Standard deviation	
		Overall	Within			Overall	Within
dependent variable	0.0017	0.9346	0.5060	econ. development	2.2281	0.6196	0.3493
experience [†]	0.0439	0.2049	0.1018	single [†]	0.1126	0.3161	0.1258
nobenefits [†]	0.0150	0.1217	0.0538	married ^{††}	0.6623	0.4751	0.1701
benefits [†]	0.0275	0.1635	0.0598	widowed [†]	0.0476	0.2129	0.0797
schoolyears	11.9089	2.6524	0.5070	partner [†]	0.1614	0.3679	0.1874
political interest	2.3051	0.8088	0.3258	divorced [†]	0.0161	0.1260	0.0676
econ. situation	1.9311	0.6923	0.3376	employed ^{††}	0.5473	0.4978	0.2235
children	0.8982	1.1208	0.4953	self-employed [†]	0.0614	0.2401	0.1002
assets [†]	0.8965	0.3047	0.1582	unemployed [†]	0.0606	0.2385	0.1411
assets (value)	19,322.54	102,930.00	46,667.93	out of labour force [†]	0.3308	0.4705	0.2027
debt (value)	3,013.58	35,904.17	22,548.11	health	3.3801	0.9442	0.4354
mortgage (value)	19,844.39	53,763.06	19,866.49	persons	2.8101	1.2831	0.4940
real estate [†]	0.5072	0.5000	0.1792	sex [†]	0.4841	0.4998	0
real estate (value)	96,150.25	161,535.30	49,086.49	age	47.8427	16.3664	3.5067
income	2,744.84	1,883.94	905.62	priv. LTC insurance [†]	0.1133	0.3170	0.1010

[†]binary variable: mean value equals the fraction of individuals with the respective characteristic

^{††}base category in regression analysis

Table 2 shows that the average age of our sample is nearly 48 and divided almost equally between male and female participants. A major fraction of the participants is married and currently employed. With regard to experience with LTC only 4.4% of the respondents have a household member in need of LTC (home or nursing-home care). In our subsample 2002-2007, the majority of households with a family member in need of care also receive benefits from statutory LTC insurance. As stated in the subsection *Method*, the within variation is

generally smaller than the overall variation. Most importantly, the overall variation of *schoolyears* is more than five times higher compared to the within variation. Therefore, the use of random effects is appropriate to analyze hypothesis 2 (as motivated above).

Table 3: Fraction of chosen category for our considered ordinal variables

Category	Dependent variable					political interest	econ. situation	econ. development	health
	Overall	1992	1997	2002	2007				
1	0.28	0.46	0.26	0.19	0.31	0.14	0.28	0.10	0.04
2	0.29	0.23	0.31	0.28	0.31	0.49	0.52	0.56	0.13
3	0.28	0.17	0.30	0.32	0.26	0.29	0.21	0.33	0.34
4	0.14	0.12	0.12	0.19	0.11	0.08	-	-	0.41
5	0.01	0.02	0.01	0.02	0.01	-	-	-	0.09

With regard to our dependent variable, table 3 shows a general positive trend in perception of financial security between 1992 and 2002 and a decline (compared with 2002) in 2007. Furthermore, it can be seen that almost half of all respondents classify their perceived financial security as bad (category one) in 1992 (i.e. before the implementation of the statutory LTC scheme).

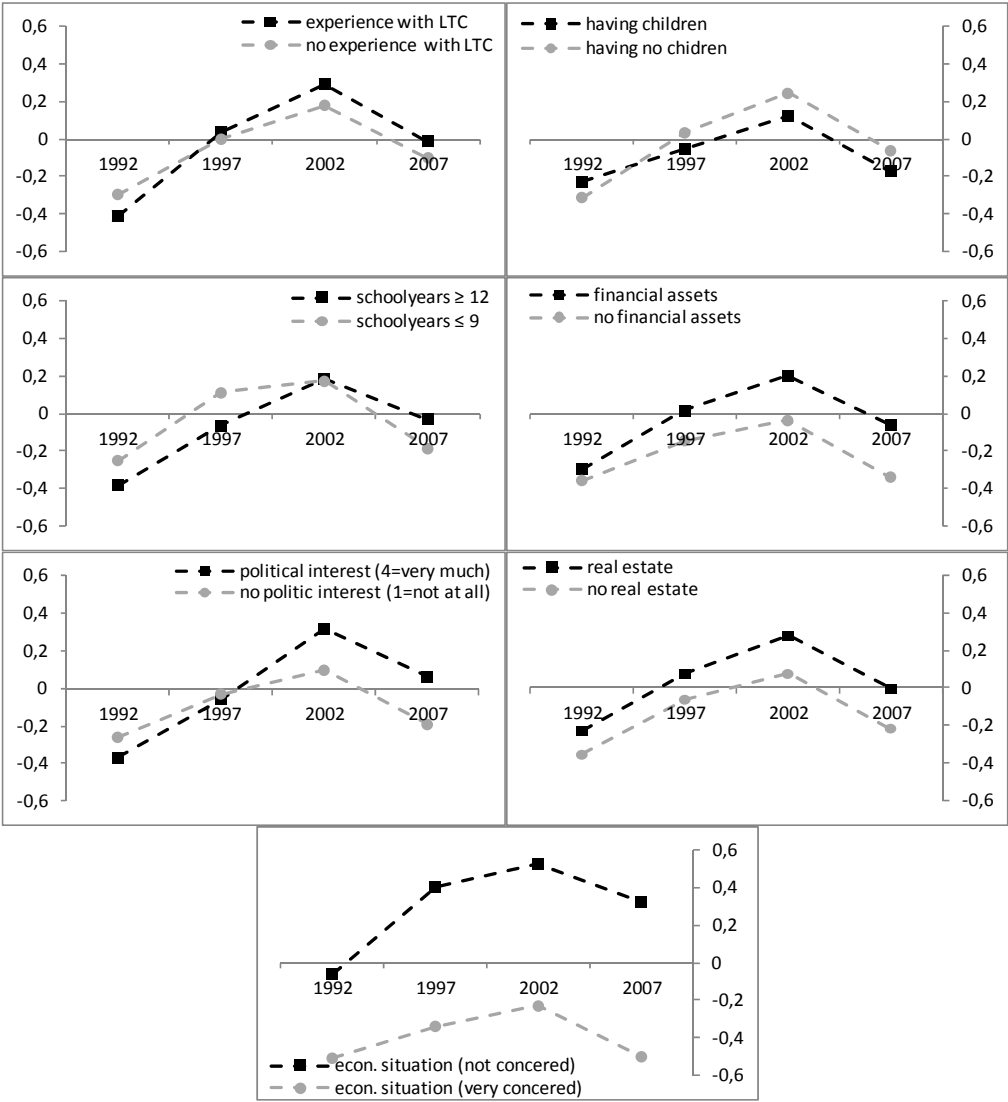
The positive trend can also be seen in Figure 1, which displays mean values¹² of the implicit cardinal dependent variable (perception of financial security) sorted by year and grouped by different variables. Furthermore, in 1997, a change in the difference can be observed for the group variables experience with LTC, having children, political interest, having assets and economic situation. Such a change can also be observed for education in 2002. The difference for real estate seems to be quite stable over time.

Owning assets and real estate has (on average) a general positive effect on the perception of financial security. In contrast to this, no experience with LTC, having children, high education ($\text{schoolyears} \geq 12$) and political interest have lower mean values, but differences varies over time.

The descriptive analysis provides some first support for our hypotheses. They are consistent with the variables *economic situation*, *assets* and *real estate* (hypothesis 4), but only partly for all other variables due to a switch in differences over time. More specifically, hypotheses 1, 3 and 4 are only supported in 1992 and hypothesis 2 are supported in 1992 and 1997.

¹² Due to the implicit cardinalization, we can make use of mean values for the descriptive analysis.

Figure 1: Mean value of the implicit cardinal variable $Y_{C,t}$, grouped by experience with LTC, having children, education, political interest, assets, real estate and economic situation



In fact, the descriptive analysis of mean values can provide an indication of the direction of the considered relationships, but it does not control for other factors. Therefore, we explore the regression results to shed further light on our research question. Table 4 presents fixed and random effects estimations in case of considering all waves. Columns (1) and (3) represent the initial regressions with all included interaction effects. Columns (2) and (4) show overall effects¹³ for the respective years and their respective significance levels. Table 5 provides a sub-analysis of the fixed and random effects approaches (waves 2002 and 2007) to further analyze hypotheses 1 and 4. Although the results of both techniques are

¹³ The overall effects for the years 1997 to 2007 are the same as the sum of the coefficient in 1992 and the respective interaction effect. For example, the overall effect of *experience* in 1997 equals the sum of $-0.160+0.091=-0.069$. However, the overall effects are presented separately to provide information regarding the standard errors and significance levels.

presented afterwards we would like to stress that we focus on the results of fixed effects regressions, especially when both approaches do not show consistent effects. Only for *education* we explicitly consider the random effects approach due to a small-sized within-variation.

Table 4: Results of fixed (column 1 and 2) and random effects (column 3 and 4) approaches (1992 – 2007)

Variables	Coefficients		Overall effects		Coefficients		Overall effects	
	(1)	(0.069)	(2)	(0.069)	(3)	(0.046)	(4)	(0.046)
experience	-0.160**	(0.069)	-0.160**	(0.069)	-0.130***	(0.046)	-0.130***	(0.046)
× 1997	0.091	(0.079)	-0.069	(0.058)	0.088	(0.062)	-0.041	(0.044)
× 2002	0.224***	(0.079)	0.063	(0.047)	0.158***	(0.055)	0.029	(0.032)
× 2007	0.272***	(0.079)	0.112**	(0.044)	0.199***	(0.055)	0.069**	(0.032)
political interest	0.006	(0.017)	0.006	(0.017)	-0.001	(0.013)	-0.001	(0.013)
× 1997	0.015	(0.020)	0.021	(0.016)	0.005	(0.017)	0.004	(0.012)
× 2002	0.025	(0.019)	0.031**	(0.013)	0.011	(0.015)	0.010	(0.008)
× 2007	0.017	(0.020)	0.024*	(0.014)	-0.005	(0.015)	-0.006	(0.009)
schoolyears	-0.008	(0.008)	-0.008	(0.008)	-0.029***	(0.004)	-0.029***	(0.004)
× 1997	-0.004	(0.006)	-0.011	(0.008)	-0.002	(0.005)	-0.031***	(0.004)
× 2002	0.002	(0.006)	-0.006	(0.007)	0.011**	(0.005)	-0.018***	(0.002)
× 2007	0.017***	(0.006)	0.009	(0.007)	0.023***	(0.005)	-0.005*	(0.002)
econ. situation	-0.043**	(0.019)	-0.043**	(0.019)	-0.132***	(0.014)	-0.132***	(0.014)
× 1997	-0.139***	(0.023)	-0.182***	(0.018)	-0.135***	(0.019)	-0.267***	(0.014)
× 2002	-0.107***	(0.022)	-0.150***	(0.014)	-0.112***	(0.016)	-0.244***	(0.010)
× 2007	-0.098***	(0.022)	-0.141***	(0.015)	-0.095***	(0.017)	-0.227***	(0.010)
financial assets	-0.073	(0.054)	-0.073	(0.054)	0.046	(0.038)	0.046	(0.038)
× 1997	0.148**	(0.063)	0.075*	(0.040)	-0.010	(0.048)	0.036	(0.030)
× 2002	0.125**	(0.061)	0.052	(0.032)	0.006	(0.043)	0.052**	(0.022)
× 2007	0.098	(0.060)	0.025	(0.029)	0.001	(0.043)	0.047**	(0.020)
house owner	-0.044	(0.029)	-0.044	(0.029)	0.053***	(0.020)	0.053***	(0.020)
× 1997	0.023	(0.030)	-0.021	(0.027)	-0.011	(0.025)	0.042**	(0.019)
× 2002	0.035	(0.029)	-0.009	(0.023)	-0.005	(0.023)	0.047***	(0.013)
× 2007	0.011	(0.031)	-0.033	(0.024)	-0.020	(0.024)	0.033**	(0.014)
children	0.059***	(0.014)	0.059***	(0.014)	0.052***	(0.011)	0.052***	(0.011)
× 1997	-0.072***	(0.015)	-0.013	(0.014)	-0.055***	(0.013)	-0.003	(0.011)
× 2002	-0.091***	(0.016)	-0.032**	(0.013)	-0.075***	(0.012)	-0.023***	(0.009)
× 2007	-0.079***	(0.018)	-0.020	(0.015)	-0.057***	(0.013)	-0.005	(0.010)
Observations	36,201				49,397			
No of individuals:	14,467				27,663			
R-squared:	0.081				0.148			
Individual FE:	Yes				No			
Year FE	Yes				Yes			

Controls: income, employment status, family status, perception of health status, priv. LTC insurance, number of persons in household, worried about economic development, sex and age (only in case of random effects estimation)

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; standard errors in brackets

5.1 Hypothesis 1

The coefficient of *experience* shows a statistically significant negative effect for 1992 in both regressions (see table 4, column 1 and 3). Furthermore, all interaction terms are positive and statistically significant for 2002 and 2007. Due to positive interaction effects, the overall effects are negative in 1997 and positive in 2002 and 2007. Although most of these overall effects are statistically insignificant, the coefficient for 2007 in both fixed and random effects estimations are positive and statistically significant ($p < 0.05$). This finding implies that, on average, whenever an individual switches from having no experience to having experience, this individual will assess his financial security in the event of LTC need more positively. So, based on the regressions in table 4, hypothesis 1 can only be confirmed for 1992. After 1992, a change in the impact on perceived financial security occurred, resulting in positive and statistically significant overall effects in 2007. Looking at table 5, columns (5) and (8) also show a positive and statistically significant ($p < 0.1$ in column 5 and $p < 0.05$ in column 8) effect for experience.

These findings support the hypothesis of a possible underestimation of the financial consequences by uninformed individuals in the absence of statutory LTC insurance. Both effects (fixed and random effects) are similar with respect to magnitude and significance level, which additionally supports this reasoning. The picture significantly changes with the introduction of statutory LTC insurance. The statistically significant changes in perceptions in 2002 and 2007 provide some indication that perceptions are different when a statutory insurance scheme exists (see also Lange et al. 2012). Furthermore, the statistically significant and positive overall effects in 2007 (see table 4, column 2 and 4) are remarkable. One explanation for these effects could be the already mentioned media effect (Bomlitz and Brezis 2008, Fischhoff et al. 1981 and Viscusi 1990), combined with media attention for statutory LTC insurance as mentioned above. Individuals with a low level of information are probably more affected by mass media. This result would also be in line with observed increasing positive interaction effects caused by increasingly negative news about the prospective financial problems of the LTC insurance scheme. However, as we are not able to estimate a direct effect of mass media, our results and the interpretation cannot provide sufficient evidence for establishing a relationship between mass media and perception of financial security in case of needing LTC.

Table 5: Results of fixed and random effects approach (2002 – 2007)

Variables	Coefficients (Standard errors)			Coefficients (Standard errors)		
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
experience	0.104* (0.054)	-	-	0.062** (0.025)	-	-
nobenefits	-	-0.040 (0.076)	-0.041 (0.076)	-	-0.143*** (0.040)	-0.135*** (0.040)
benefits	-	0.209*** (0.068)	0.209*** (0.068)	-	0.178*** (0.031)	0.185*** (0.031)
political interest	0.024 (0.015)	0.025 (0.015)	0.024 (0.016)	-0.006 (0.007)	-0.006 (0.007)	-0.008 (0.007)
schoolyears	0.036** (0.018)	0.037** (0.018)	0.037** (0.018)	-0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.002)	-0.014*** (0.002)
econ. situation	-0.140*** (0.016)	-0.140*** (0.016)	-0.139*** (0.016)	-0.249*** (0.008)	-0.249*** (0.008)	-0.240*** (0.008)
assets	0.019 (0.031)	0.024 (0.031)	-	0.047*** (0.016)	0.048*** (0.016)	-
ln(assets)	-	-	0.0005* (0.0003)	-	-	0.0009*** (0.00015)
ln(debt)	-	-	-0.00002 (0.0003)	-	-	-0.0004** (0.0002)
real estate	-0.031 (0.033)	-0.030 (0.033)	-	0.044*** (0.012)	0.043*** (0.011)	-
ln(real estate)	-	-	0.00002 (0.0005)	-	-	0.0014*** (0.0002)
ln(mortgage)	-	-	-0.0004 (0.0005)	-	-	-0.0014*** (0.0002)
children	-0.001 (0.019)	-0.001 (0.019)	0.0002 (0.019)	-0.00004 (0.009)	-0.0002 (0.009)	-0.0006 (0.009)
Observations	17,328	17,328	17,328	29,814	29,810	29,810
No of individuals:	8,664	8,664	8,664	21,150	21,150	21,150
R-squared:	0.093	0.094	0.094	0.161	0.162	0.164
Individual FE:	Yes	Yes	Yes	No	No	No
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Controls: family status, perception of health status, priv. LTC insurance, number of persons in household, worried about economic development, sex and age (only in case of random effects estimation)

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A more detailed analysis is provided in columns (6), (7), (9) and (10) of table 5, where *experience* is replaced by the variables *benefits* and *nobenefits*. While having experience but not receiving benefits from statutory LTC insurance results in a negative effect (which is statistically significant when using random effects), the impact on perceived financial security is positive and highly statistically significant under both approaches when receiving benefits. This means that information on benefits in particular is responsible for the impact on perception of financial security (and not just the fact that a family member in the household is dependent). This result further supports our assumption that direct information regarding financial consequences in the event of needing LTC has a strong impact on perceived financial security. Our results concerning experience are consistent with results of Lange et al. (2012), who found a positive effect of experience (in terms of doctor

visits and hospital stay) on the assessment of financial security in the event of illness. This finding emphasizes the effect of negative media representation on the perception of financial security, as is also the case for health insurance (see Gross 2010).

5.2 Hypothesis 2

Analyzing the effect of *schoolyears*, the coefficients are negative in 1992 under both approaches (table 4) and furthermore statistically significant in the random effects estimation (column 3). While interaction effects are slightly negative and statistically insignificant in 1997, they are positive and mostly statistically significant in 2002 and 2007. Only the interaction coefficient of the within-individual estimation in 2002 is statistically insignificant.

Analyzing the overall effects, all coefficients are negative except for the within-individual estimation effect in 2007. As expected, all overall effects of within-individual estimations are statistically insignificant, probably due to the already mentioned low within-individual standard deviation (see table 2). The picture is different under the random effects approach. The coefficients are negative and statistically significant in all years, although the magnitude reduces over time, probably due to a general increase in the level of information publicly available. These findings are to some extent supported by the results in table 5. Whereas the coefficients are positive and statistically significant ($p < 0.05$) under the fixed effects approach, the coefficients are negative and highly statistically significant ($p < 0.01$) when applying a random effects approach. Regarding education, hypothesis 2 can be confirmed by random effects estimations.¹⁴

The results indicate a negative impact of education on perception of financial security in the event of needing LTC. The findings are consistent with the statement of Kruger and Dunning (1999) that unskilled individuals overestimate their abilities and underestimate respective risks. Additionally, it seems to be the case that individuals with higher education can better assess information about risks (see Hakes and Viscusi 2004). On the other hand, we can also confirm the assumption that the magnitude of the impact on perception of financial security is decreasing over time. A reason for this development could be the media effect described in hypotheses 2 and 3. As less educated individuals are more likely to be influenced by mass

¹⁴ We would like to mention again that we only consider the random effects results in case of education. However, the results of the random effects approach have to be considered with caution because of likely inconsistent random effects estimates, but they provide some indicative results regardless.

media, we observe an opposing effect on the impact of education on perception of financial security. This relationship would also imply that, for 2007, the overestimation effect would have the same impact on perceived financial security as the mass media effect. The interpretation with regard to mass media is limited as already described above.

5.3 Hypothesis 3

The impact of *political interest* on perceived financial security is somewhat different than that of education. In the fixed effects approach, the overall effects in 1992 and 1997 as well as all interaction effects are positive. Furthermore, the overall effect in 2002 (2007) is statistically significant at the 5% level (10% level). Column (3) shows a negative overall effect in 1992 and positive (negative) interaction effects and overall effects in 1997 and 2002 (2007) for the random effects estimation. However, and more importantly, all overall effects of the random effects approach are statistically insignificant. The results of political interest do not support hypothesis 3.

The interpretation of our variable *political interest* is vague. The positive coefficients in the within-individual estimation could be an indication for a mass media effect. More precisely, individuals with a higher interest in political issues may be less likely to be affected by mass media. However, we cannot find any evidence for the expected negative effect. If our stated assumption of a negative effect is true, political interest seems not to be an appropriate proxy for knowledge.

5.4 Hypothesis 4

The variable *children* shows a statistically significant positive effect on perception of financial security in 1992 for both the fixed and random effects approach (table 4). This finding supports our hypothesis. Furthermore, all interaction terms are negative and statistically significant at the 1% level. This change over time results in statistically insignificant overall effects in most cases, whereas the signs of the coefficients are all negative. Only the overall coefficients in 2002 are negative and statistically significant ($p < 0.05$ for fixed effects approach and $p < 0.01$ for random effects approach). Additionally, all coefficients are small and statistically insignificant in the sub analysis (see table 5).

This result supports our hypothesis that individuals who have children assess financial security in case of need for LTC more positive. Furthermore, the positive impact on

perception of financial security also indicates that children are substitutes for (supplementary) LTC insurance demand if no statutory LTC insurance exists. After the introduction of statutory LTC insurance, the positive impact of children on perception of financial security cancels out. One reason could be that children no longer have a strong effect on financial security as individuals are financially secured by statutory LTC insurance. In the context of insurance demand, Courbage and Roudaut (2008) found evidence that having children positively influences the likelihood of having private LTC insurance. They also argue that altruistic behavior or bequest motives could be a reason for observing comparably higher insurance demand. However, there need not exist a conflict between both results, as altruism may not have an impact on the individual perception of financial security in the event of LTC insurance. More precisely, the results indicate that having children leads to a more positive perception of financial security and therefore to a negative impact on LTC insurance demand. Even under this assumption, the altruistic effect would counteract the first effect and could also lead to a positive overall effect on LTC insurance demand.

5.5 Hypothesis 5

The variable *econ. situation* shows statistically significant ($p < 0.01$) negative coefficients in all regressions. Furthermore, the interaction terms are negative and statistically significant. This hints at a stronger impact of *econ. situation* on perception of financial security between 1997 and 2007. This effect seems to be plausible as expected future financial pressure would lead to either a lower probability of capital accumulation or even elevated financial pressure in the event of LTC need.

When looking at the effects of assets, the dummy variable *assets* is negative (positive) in the fixed effects (random effects) regression but statistically insignificant in both for 1992 (see table 4). All interaction coefficients are positive and even statistically significant in 1997 and 2002 in case of the within-individual estimation; however, the magnitude is decreasing with time. These results lead to positive and statistically significant overall effects ($p < 0.1$) in 1997 and a positive but statistically insignificant effect in 2002 and 2007 (column 2). Considering the random effects approach, the interaction coefficients are negative (positive) in 1997 (2002 and 2007) and statistically insignificant (column 3), yielding positive overall effects. Furthermore, the overall effects in 2002 and 2007 are statistically significant ($p < 0.05$). While

the results partly support hypothesis 5, we have to be aware of the dummy structure, which reduces the precision of the results.

To shed further light on the impact of assets on the perceived financial security, the variable $\ln(\text{assets})$ in table 5 provides a more precise measure. As observed in columns (7) and (10), both coefficients are positive and statistically significant (at the 10% level in column 7 and at the 5% level in column 10). Compared with the statistically significant effect in the within-individual estimation, the dummy variable *assets* leads to a positive but statistically insignificant effect (see columns 5 and 6). In summary, hypothesis 5 can be confirmed only indicatively when analyzing the effect of financial assets, as the coefficient of the within estimator is only significant at the 10% level.

Another source of assets is represented by the variable real estate. Looking at the results in table 4, the coefficient is negative and statistically insignificant in column (1) and positive and statistically significant ($p < 0.01$) in column (3). The interaction effects are also quite different. While the interaction effects in the fixed effects estimation are positive and statistically insignificant, they are slightly positive and also statistically insignificant in the random effects estimation. As a result, the overall effects from 1997 to 2007 are negative and statistically insignificant in column (2) and positive and statistically significant in column (4). These results are consistent with the coefficients in table 5, being negative and statistically insignificant in columns (5) and (6) and positive and statistically significant ($p < 0.01$) in columns (8) and (9).

We observe similar results for the variable $\ln(\text{real estate})$; a relatively small positive and statistically insignificant coefficient in case of the within-individual estimation as well as a positive and statistically significant coefficient ($p < 0.01$) in case of the random effects estimation. Focusing on the within estimation, we do not find strong evidence that the financial value of real estate has a positive impact on the perceived financial security. Furthermore, the results show a smaller impact on the perceived financial security of real estate relative to financial assets. One reason for the smaller impact could be the low liquidity of real estate. While some financial assets also can have a long maturity, they are (on average) more liquid. This consideration further emphasizes the impact of financial assets on the individual perception of financial security.

The variable $\ln(\text{mortgage})$ in table 5 leads to the following results: The variable has the expected negative sign in both approaches. Nevertheless, the effect is statistically insignificant in case of the within-individual estimation and statistically significant ($p < 0.01$) in case of the random effects estimation. Focusing on the signs of the effects, hypothesis 5 can be confirmed when separating ownership into mortgage arrangements and the respective financial value. However, the insignificant value in the within estimation does not provide a strong indication to confirm hypothesis 5.

Finally, we also included the variable $\ln(\text{debt})$ in our sub analysis (see table 5). The results are similar to the coefficients of $\ln(\text{mortgage})$. However, the impact on the perception of financial security is smaller for $\ln(\text{debt})$. More precisely, both coefficients are negative (column 7 and 10) but only statistically significant in the random effects estimation ($p < 0.05$). Thus, hypothesis 5 can only be confirmed to some extent by ordinary credit arrangements with regard to the direction of the coefficients. However, as the coefficient is relatively small and not significant in the within estimation we could not observe a strong confirmation of hypothesis 5 with regard to $\ln(\text{debt})$.

The relatively small and non-significant coefficients (in the within estimation) of $\ln(\text{mortgage})$ and $\ln(\text{debt})$ might be caused by the attitude that (with respect to financial security) it does not matter if the individual is indebted or just does not accumulate capital because of other reasons. However, comparing the coefficients, mortgages have a three times stronger effect relative to plain debt. This could be an indication that indebtedness is more likely to play a role on the perceived financial security for debt with long maturity (like mortgages). If so, one argument for the negative relationship could concern the increased financial burden of paying interest on debt and being LTC dependent.

To sum up the results regarding hypothesis 5, financial aspects only partly matter when it comes to the perception of financial security in the event of LTC need. Furthermore, the positive and significant random effects regression indicates, that there is a stronger impact between individuals compared to the impact within individuals.¹⁵

With respect to possible effects on LTC insurance demand these results might entail that a better financial security only due to higher assets could reduce the demand for LTC insurance (e.g. in case of financial assets). However, there also exists a direct relationship

¹⁵ We want to mention again that the random effects estimation is probably not consistent.

between assets and LTC insurance demand. More precise, the value of assets could also have a positive effect on LTC insurance demand because insurance coverage can provide a protection for the individual's wealth (see Brown and Finkelstein 2009). Taking both effects into account, the influence on LTC insurance demand is ambiguous (both the direction and the linearity) as it depends on two countervailing effects. This could be an explanation for a bell shaped relationship between assets and LTC insurance demand (see Bernet 2004) which means a dominant protection effect until a certain level of assets and a dominant effect from financial security after reaching the threshold level.

6. Limitations and robustness of the results

In the following, we highlight limitations regarding our variables, the methodology and the generalization of the results. However, the data and methodology are the best available to our knowledge.

Concerning the independent variables, we want to highlight that the value of assets and debt are not available for the whole dataset. In addition, data with respect to benefits from statutory LTC insurance are not available before 2002. Thus, we are only able to use the whole range of information for a sub analysis of the years 2002 and 2007.

As already mentioned, we were not able to estimate a direct relationship between mass media and perception of financial security in the event of needing LTC. Therefore the interpretation of our results regarding education and political interest should be treated with caution. Knowledge about the relationship between mass media and risk perception might reveal a possible source of an information bias. Therefore further research into these matters could shed some more light on this issue.

We cannot observe the possible existence of supplementary private LTC insurance. As a consequence, we cannot control for the effect of additional insurance on the perception of financial security. Nevertheless, as the fraction of individuals holding a supplementary LTC insurance is very small - only 2.15% of all insured persons in the statutory LTC insurance (see GDV 2011 and the Federal Ministry of Health 2011) - the resulting bias should be very small.

Concerning our dependent variable, we wish to stress its subjective character, which can lead to a heterogeneous interpretation between individuals. The use of the fixed effects approach, however, reduces this problem with heterogeneity. In contrast, the taken

approach increases the standard errors (see Allison 2009) because it only takes within-individual variation into account. Especially in case of education, the precision of the estimates is very low due to a low within-individual variation. Some of the inconclusive results might be explained by this fact. As a consequence, we also consider the random effects approach, but the subjective character of the dependent variable should always be considered when interpreting these regression results.

Because the survey with the specific question concerning perceived financial security in the event of needing LTC is only included every five years, this could result in a lack of statistical significance. It might even result in the situation that only effects close to the considered waves are measured appropriately. More precisely, shocks (e.g., unemployment or divorce) may not be accurately captured, although we have included such variables as control variables.

Finally, we stress a general limitation with respect to panel data – especially balanced panel data – that the average age of the study population is increasing over time. Therefore, we used an unbalanced panel for our analysis. In addition, attrition can lead to a serious problem in panel data. However, in the case of the fixed effects regressions, this is only a problem when selection is linked to idiosyncratic errors (see Wooldridge 2002). To check for a possible attrition problem in our dataset, we conducted a simple test suggested by Nijman and Verbeek (1992) and Wooldridge (2002). The resulting selection indicator is statistically insignificant (p-value of 0.110), demonstrating that there is no strong evidence for attrition in our analysis (see Wooldridge 2002). The selection indicator further reduces (p-value of 0.553) when only considering the years 2002 to 2007 for the conducted sub-analysis. Furthermore, similar results for different estimations (table 4 and 5) support the robustness of our results to some extent. Finally, note that the SOEP is a well-researched and professionally maintained panel, likely avoiding major errors of panel composition found in smaller panels.

7. Conclusion

This study analyzes the perception of financial security in the event of needing LTC. We do not focus on perception of the probability but rather perception of financial consequences, conditional on the risk occurring. In the literature, this factor making up expected costs seems to be insufficiently researched or even ignored. We start closing this gap by investigating a broad spectrum of hypotheses. Most of the hypotheses deduced from our initial research question found some support in the dataset analyzed. Experience with financial consequences for affected people, in particular, shows a strong impact on perception of financial security. This finding might be due to individuals with experience having intimate knowledge about financial consequences of such an event. This conjecture is also supported by other findings in our analysis. Education has a negative impact on perception of financial security but that seems to decrease with time.

These findings are of importance for several parties in the insurance markets, where risk assessment takes a crucial role in optimal allocation of resources. Misperception of risks, due to a decoupling of probability and severity of risks, might result in sub-optimal prioritization. This could eventually lead to inflated costs for society through higher subsidies, which would be needed to bolster social safety nets. This implication is especially interesting for policy makers, who may adapt information and communication strategies to affect adverse insurance demand behavior. Resulting negative effects could lead to societal inefficiencies. One implication for policymakers might be that they should consider providing more information about average costs of long term care rather than only targeting to reduce the misperception regarding the likelihood of becoming dependent. These issues are even more pressing in Germany because of the increasing costs of LTC triggered by demographic change and medical innovations.

In total, some experience and a solid economic situation, paired with more general information on the topic due to increased presence in the media, were found to result in a more positive perception of the financial consequences of needing LTC. This finding is consistent with findings by Sjöberg (2003). Pure supply of information is not sufficient to provide a basis for an accurate assessment of risks. These results have important implications for policy makers as described above. Two things need to be considered: On the one hand, it can be observed that additional objective information can lead to a more accurate perception of risk. Nevertheless, on the other hand, the presentation of

information is important. If the presentation of information is performed poorly or in a biased fashion – e.g., presenting worst-case scenarios during an election campaign – the opposite effect could prevail, on average resulting in even less accurate perceptions. Furthermore, poorly performed information strategies could also increase the uncertainty concerning the LTC risk which could in turn result in a status quo bias (see Samuelson and Zeckhauser 1988), i.e. not to buy supplementary insurance coverage.

References

- Ackerson, L. K. and K. Viswanath, 2010, Media Attention and Public Perceptions of Cancer and Eastern Equine Encephalitis, *Journal of Community Health*, 35(4): 409–416.
- Allison, P.D., 2009, *Fixed effects regression models*, Los Angeles: SAGE.
- AARP, 2006, The Costs of Long-Term Care: Public Perceptions Versus Reality in 2006, American Association of Retired Persons, http://assets.aarp.org/rgcenter/health/ltc_costs_2006.pdf (accessed August 16, 2012).
- AHIP, 2012, Who Buys Long-Term Care Insurance in 2010-2011? A Twenty Year Study of Buyers and Non-Buyers (In the Individual Market), America's Health Insurance Plans, <http://www.ahip.org/WhoBuysLTCInsurance2010-2011/> (accessed August 16, 2012).
- Anderrson, H. and P. Lundborg, 2007, Perception of own death risk – An analysis of road-traffic and overall mortality risks, *Journal of Risk and Uncertainty*, 34: 67–84.
- Baltagi, B.H., 2008, *Econometric analysis of panel data*, 4th ed., Hoboken, NJ: John Wiley & Sons
- Bernet, P.M., 2004, The influence of prescription drug use on long-term care insurance ownership, *Risk Management and Insurance Review*, 7(2): 107–120.
- Bertrand, M., E. Duflo and S. Mullainathan, 2004, How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?, *Quarterly Journal of Economics*, 119: 249–275.
- Bomlitz L.J. and M. Brezis, 2008, Misrepresentation of health risks by mass media, *Journal of Public Health*, 30(2): 202–204.
- Brown, J.R. and A. Finkelstein, 2008, The Interaction of Public and Private Insurance: Medicaid and the Long-Term Care, *The American Economic Review*, 98(3): 1083–1102.
- Brown, J.R. and A. Finkelstein, 2009, The Private Market for Long-Term Care Insurance in the United States: A Review of the Evidence, *The Journal of Risk and Insurance*, 76(1): 5–29.
- Clark A.E., A. Knabe and S. Rätzler, 2009, Unemployment as a social norm in Germany, *Journal of Applied Social Science Studies*, 129: 251–60.
- Courbage, C. and N. Roudaut, 2008, Empirical Evidence on Long-term Care Insurance Purchase in France, *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 33, 645–658.
- Doeringhaus, H.I. and S.G. Gustavson, 2002, Long-Term Care Insurance Purchase Patterns, *Risk Management and Insurance Review*, 5(1): 31-43.

- Dosman D.M., W.L. Adamowicz, and S.E. Hrudey, 2001, Socioeconomic Determinants of Health- and Food Safety-Related Risk Perceptions, *Risk Analysis*, 21(2): 307-317.
- Federal Ministry of Health, 2011, Selected Facts and Figures about Long-Term Care Insurance (08/11),
http://www.bmg.bund.de/fileadmin/dateien/Englische_Dateien/110923_Factsheet_Long-Term_Care_Insurance.pdf (accessed August 16, 2012).
- Finkelstein, A. and K. McGarry, 2006, Multiple Dimensions of Private Information: Evidence from the Long-Term Care Insurance Market, *The American Economic Review*, 96(4): 938-958.
- Fischhoff, B., S. Lichtenstein, P. Slovic, S.L. Derby and R.L. Keeney, 1981, *Acceptable risk*. New York: Cambridge University Press.
- Fischhoff, B., P. Slovic, S. Lichtenstein, S. Read and B. Combs, 1978, How Safe is Safe Enough? A psychometric Study of Attitudes Towards Technological Risks and Benefits, *Policy Sciences*, 9: 127-152.
- GDV, 2011, *Statistical Yearbook of German Insurance 2011*, German Insurance Association, Berlin: Verlag Versicherungswirtschaft.
- Gross, H., 2010, With the prioritization comes the two-class medicine. Injustice with the system, *MMW - Fortschritte der Medizin*, 152: 12-14.
- Haisken-DeNew, J.P. and J.R. Frick, 2005, Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel Study (SOEP). Version 8.0 – Update to Wave 21, DIW Berlin.
- Hakes, J.K. and W.K. Viscusi, 2004, Dead Reckoning: Demographic Determinants of the Accuracy of Mortality Risk Perceptions, *Risk Analysis*, 24(3): 651-664.
- Heinicke, K. and S. L. Thomsen, 2012, The Social Long-term Care Insurance in Germany: Origin, Situation, Threats, and Perspectives, ZEW Discussion Paper No. 10-012, Mannheim.
- Kazarosian, M., 1997, Precautionary Savings - A Panel Study, *The Review of Economics and Statistics*, 79(2): 241-247.
- Kruger, J. and D. Dunning, 1999, Unskilled and Unaware of It: How Difficulties in Recognizing One's Own Incompetence Lead to Inflated Self-Assessments, *Journal of Personality and Social Psychology*, 77(6): 1121-1134.
- Kunreuther, H., R. Ginsberg, L. Miller, P. Sagi, P. Slovic, B. Borison and N. Katz, 1978, *Disaster Insurance Protection: Public Policy Lessons*, New York: Wiley.

- Lange, A., A. Prenzler and A. Zuchandke, 2012, How do insured perceive their financial security in the event of illness? – A panel data analysis for Germany, *Value in Health*, 15(5): 743–749.
- Lechner, M., 2011, The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods, *Foundations and Trends® in Econometrics*, 4(3): 165–224.
- Matthews, M.L. and A.R. Moran, 1986, Age differences in male drivers' perception of accident risk: The role of perceived driving ability, *Accident Analysis & Prevention*, 18(4): 299–313.
- McCall, N., S. Mangle, E. Bauer and J. Knickman, 1998, Factors important in the purchase of partnership long-term care insurance, *Health Service Research*, 33(2): 187–203.
- Morgan, M.G., S.F. Brodsky, D.A. Butler, D.W. Ditz, L.I. Ezekoye et al., 1983, On Judging the Frequency of Lethal Events: A Replication Engineering and Public Policy/Carnegie-Mellon University Graduate Research Methods Class, *Risk Analysis*, 3(1): 11–16.
- Nijman T. and M. Verbeek, 1992, Nonresponse in Panel Data: The Impact on Estimates of a Life Cycle Consumption Function, *Journal of Applied Economics*, 7: 243–57.
- Norton, E., 2000, Long-term Care, in: Culyer, A.J. and J.P. Newhouse, (Ed.), *Handbook of Health Economics*, Vol. 1B, (955–994), Amsterdam: North-Holland.
- Pauly, M., 1990, The Rational Nonpurchase of Long-Term-Care Insurance, *Journal of Political Economy*, 98(1): 153–168.
- Pestieau, P. and G. Pontière, 2012, Long-Term Care Insurance Puzzle, in: Costa-Font, J. and C. Courbage (Ed.), *Financing Long-Term Care in Europe: Institutions, markets and models* (41–52), Houndmills, Basingstoke, Hampshire: Palgrave Macmillan.
- Rothgang, H., 2010, Social Insurance for Long-term Care: An Evaluation of the German Model. *Social Policy & Administration*, 44(4): 436–460.
- Samuelson, W. and R. Zeckhauser, 1988, Status quo bias in decision making. *Journal of Risk and Uncertainty*, 1(1): 7–59.
- Savage, I., 1993, Demographic Influences on Risk Perceptions, *Risk Analysis*, 13(4): 413-420.
- Schäpler, J.-P., Schupp, J. and G. G. Wagner, 2006, Changing from PAPI to CAPI: A Longitudinal Study of Mode-Effects Based on an Experimental Design, SOEP Discussion Papers, Berlin.

- Schunk, D., 2009, What Determines the Savings Behavior of German Households? An Examination of Saving Motives and Saving Decisions, *Journal of Economics and Statistics*, 229(4): 467–491.
- Sjöberg, L., 1998, Why do people demand risk reduction?, in: Lydersen, S., G.K. Hansen and H.A. Sandtorv (Ed.), *ESREL-98: Safety and reliability* (751–758). Trondheim: A. A. Balkema.
- Sjöberg, L., 1999, Consequences of perceived risk: Demand for mitigation, *Journal of Risk Research*, 2(4): 129–149.
- Sjöberg, L., 2003, Neglecting the risks: The irrationality of health behaviour and the quest for la dolce vita, *European Psychologist*, 8(4): 266–278.
- Sloan, F.A. and E.C. Norton, 1997, Adverse Selection, Bequests, Crowding Out, and Private Demand for Insurance: Evidence from the Long-term Care Insurance Market, *Journal of Risk and Uncertainty*, 15(3): 201–219.
- Slovic, P., B. Fischhoff and S. Lichtenstein, 1980, Facts and Fears: Understanding perceived risk, in: Schwing, R.C. and W.A.Jr. Albers (Ed.), *Societal risk assessment: How safe is safe enough?* (181-216), New York: Plenum.
- Slovic, P., H.C. Kunreuther and G. White, 1974, Decision processes, rationality and adjustment to natural hazards, in: White, G.F. (Ed.), *Natural hazards: Local, national, global* (187-205), New York: Oxford University Press.
- Spiess, M., Kroh, M., Pischner, R. and G. G. Wagner, 2008, On the Treatment of Non-original Sample Members in the German Household Panel Study (SOEP) - Tracing, Weighting, and Frequencies, SOEP Data Documentation, Berlin.
- Trommsdorff, G., 2009, 25 Waves of the German Socio-Economic Panel (SOEP): An Asset to Inter-disciplinary Research, SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research, Berlin.
- van Praag, B. and A. Ferrer-I-Carbonell, 2008, *Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach*, 2nd ed., New York: Oxford University Press.
- van Praag, B., P. Frijters and A. Ferrer-i-Carbonell, 2003, The anatomy of subjective well-being, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 51, 29–49.
- Viscusi, W.K., 1990, Do Smokers Underestimate Risks?, *Journal of Political Economy*, 98(6): 1253-1269.
- Viscusi W.K., J. Hakes and A. Carlin, 1997, Measures of Mortality Risks, *Journal of Risk and Uncertainty*, 14(3): 213–233.

- Wagner G.G., J.R. Frick and J. Schupp, 2007, The German socio-economic panel study (SOEP) Scope, Evolution and Enhancements. *Journal of Applied Social Science Studies*, 127: 139–69.
- Weinstein, N.D., 1989, Optimistic Biases about personal risk, *Science*, 246 (4935): 1232–1233.
- Wooldridge, J.M., 2002, *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass: MIT Press.
- Zhou-Richter, T., M.J. Browne and H. Gründl, 2010, Don't They Care? Or, Are They Just Unaware? - Risk Perception and the Demand for Long Term Care Insurance, *The Journal of Risk and Insurance*, 77(4): 715–747.
- Zuchandke, A., S. Reddemann and S. Krummaker, 2012, Financing Long-Term Care in Germany, in: Costa-Font, J. and C. Courbage (Ed.). *Financing Long-Term Care in Europe: Institutions, markets and models* (214–235). Houndmills, Basingstoke, Hampshire; Palgrave Macmillan.
- Zuchandke, A., S. Reddemann, S. Krummaker and J.-M. Graf von der Schulenburg, 2010, Impact of the Introduction of the Social Long-Term Care Insurance in Germany on the Financial Security Assessment in Case of Long-Term Care Need, *The Geneva Papers on Risk and Insurance – Issues and Practice*, 35(4): 626–643.
- Zweifel, P. and W. Strüwe, 1998, Long-Term Care Insurance in a Two-Generation Model, *Journal of Risk and Insurance*, 65(1): 13-32.

Modul 9

How Do Insured Perceive Their Financial Security in the Event of Illness? – A Panel Data Analysis for Germany

Ansgar Lange
Anne Prenzler
Andy Zuchandke

Value in Health 15(5), 743–749, 2012

DOI: 10.1016/j.jval.2012.02.002

How Do Insured Perceive Their Financial Security in the Event of Illness? – A Panel Data Analysis for Germany

Ansgar Lange*

Anne Prenzler*

Andy Zuchandke[†]

Abstract

Objective: There is a lack of research regarding the subjective perception of financial security in the event of illness of insured persons. Therefore, the aim of our study was to analyze the subjective perception of financial security in the event of illness in the German setting over time and to identify major determinants of that perception.

Methods: We applied a probit-adapted ordinary least squares estimation procedure including fixed effects to a balanced data set from the German Socio-Economic Panel. After correcting our data set, we included approximately 23,500 observations in our analyses.

Results: We show that higher income and the existence of private health insurance have a positive and significant impact on the perception of financial security. Furthermore, private supplementary health insurance has a positive and significant effect on this perception; however, this is solely true for policies that cover special features during hospital stays. Experience with the health care system is also positively related to the individual's perception. Finally, our regression results illustrate that the overall perception is declining over time.

Conclusions: The results indicate that political decision makers are facing challenges regarding the declining subjective perception in the German health care system. Because of the positive correlation between experience and subjective perception, it can be assumed that the health care system and especially statutory health insurance are better than their

* Leibniz University Hannover, Center for Health Economics, Hannover, Germany

[†] Leibniz University Hannover, Institute for Risk and Insurance, Hannover, Germany

presentation in the media. Hence, there is a problem of communication and information, and political decision makers face challenges in presenting the system objectively and handling the media in a proper way. Keywords: financial security, health insurance, illness, panel data analysis, subjective perception.

Keywords: subjective perception; financial security; panel data analysis; health insurance; illness

JEL classification: H51, I11, I18, P36, C23

1. Introduction

This study focuses on the subjective perception of financial security in the event of illness and aims to identify factors that influence this perception. Because of demographic changes and technological progress along with the resulting financial shortcomings, substantial changes have occurred within the German health insurance sector over the past 20 years. In general, the insurance sector is divided into statutory health insurance (SHI) and private health insurance (PHI). SHI covers approximately 90% of the population and is mandatory for most individuals [1]; according to the Social Code Book V (§5, SGB V), only employees with earnings above €49,500 per annum and special employment groups (basically civil servants and self-employed) have the right to choose PHI. Between both schemes, there are substantial differences in factors such as funding, co-payment, and benefits catalog. SHI is based on the solidarity principle, and the provided services are granted according to needs, where the contribution depends mainly on individual income. In contrast, PHI is characterized by the equivalence principle, and the contribution is individually calculated on the basis of a variety of factors such as sex, age, and health status [2].

A large difference exists between the benefits catalogs. The SHI catalog is restricted, whereas PHI reimburses all available medical products and services. PH-insured individuals get appointments earlier than do SH-insured individuals and also receive more comprehensive treatment [3–7]. Furthermore, physicians in the outpatient and inpatient settings are better reimbursed for their services toward PH-insured persons because of different reimbursement systems. All in all, this is considered “two-class medicine” in the German health care sector and is often reported in a negative way by the media [8–11].

SH-insured persons, however, have the possibility to purchase private supplementary health insurance (PSHI) to receive some additional benefits. There are a wide variety of PSHI policies that cover different benefits, which are not covered by the SHI. The most relevant are insurance contracts, which cover dentures, special features during a hospital stay (treatment by senior physician, single/double rooms), alternative treatments, and coverage abroad.

Because of the above-mentioned financial shortcomings, the contributions to SHI and the premiums of PHI have continuously increased. Furthermore, the SHI benefits catalog has been restricted, and the financial burden has partly shifted to private households via co-payments. For example, SH-insured persons pay prescription-related co-payment of 10% of

pharmacy price (minimum €5 and maximum €10) and have to pay a fee of €10 per quarter when incurring a physician visit. The focus of the reports of the “Advisory Council for the Concerted Action in Health Care” on financial aspects within the last few years has also stressed budget problems and has indicated the necessity of reforms [12– 14]. Hence, health care and its financing and reform have become an important topic for politics and the media in recent years. Overall, there is negative reporting in the media concerning the German health system and, in particular, the SHI (see the above discussion regarding two-class medicine). Compared with other Organisation for Economic Co-operation and Development countries, however, German SHI still provides comprehensive coverage at a reasonably high level for everyone regardless of income, wealth, health, or employment status. For example, the out-of pocket expenditures on health in Germany are below the Organisation for Economic Co-operation and Development average, whereas the health care supply density (e.g., physicians and hospital beds) is above [15]. From this international comparison, one might assume that German insured would have a good outlook on the health care sector in general and their financial security in the event of future illness. Objective criteria, as published by the Organisation for Economic Co-operation and Development, however, are not necessarily correlated with subjective assessment. For political parties and authorities, this topic might be interesting because subjective perception could be important for political success (e.g., remaining in office) and public acceptance of financial health care reforms. Therefore, it may be of interest for politicians to gain insight into the mixture of factors that determine this subjective perception. This knowledge can influence future reform discussions and decisions. Especially with respect to the numerous changes in recent years (e.g., in co-payments and in negative reporting in the media), the issue arises of whether subjective, perceived financial security has changed and which determinants are responsible for a possible shift.

Thus far, the extant literature primarily focuses on analyzing overall satisfaction with certain areas of social security and confidence in these systems. Wunder and Schwarze [16] suggest that overall satisfaction with the pension system is declining and that, among other things, income and age have a positive impact on this assessment. At the European level, Wendt [17] analyzed confidence in the health care system and has suggested that income has a positive impact on the assessment. Furthermore, Wendt et al. [18] analyzed the effect of negative experiences on the confidence in receiving medical care in seven countries.

Whereas satisfaction includes several aspects (expectation, experience, relationship between contributions, and reimbursement), the perception of financial security is only one feature of satisfaction. Zuchandke et al. [19] gained meaningful insight while focusing on the impact of the introduction of social longterm care insurance in Germany on the perception of financial security in the event of the need for long-term care. Concerning the German health care system, Zok [20] states that perceived insurance coverage is worsening. The results, however, are based only on a descriptive analysis and have not been verified by regression analyses. To our knowledge, no study exists that focuses on perceived financial aspects in the event of illness.

The aim of our study was to analyze the perception of financial security in the event of illness and to identify major determinants of that perception. To approach this research topic, we formulated hypotheses based on theory and then attempted to verify them within an empirical analysis by using regression techniques.

2. Hypotheses

We tested the following five hypotheses:

Hypothesis 1: Income is positively related to the perceptions of financial security in the event of illness.

As stated in the Introduction, several co-payments were introduced within the past two decades. In contrast to the SHI contributions, which are based on the solidarity principle, these co-payments occur irrespective of income up to the amount of a certain maximum percentage load. We expect that individuals with higher incomes are more financially independent of their insurance. Hence, changes in the health care system, such as an increase in co-payments, do not have a considerable impact on their financial situation.

Hypothesis 2: The demand for PSHI is positively related to the perception of financial security in the event of illness.

The option to purchase additional PSHI is another interesting issue for SHI members. In theory, the demand for insurance is related to risk aversion [21]. Accordingly, risk-averse individuals purchase insurance because they prefer certain losses to actuarially equivalent uncertain losses. For instance, this could be the case for SHI members with a more negative

perception of financial security. Hence, buying a PSHI might positively affect their perception.

Hypothesis 3: Compared with SHI, having PHI is positively related to the perception of financial security in the event of illness.

The type of health insurance is also a factor to take into consideration. As stated in the Introduction, there are some differences between SHI and PHI. In particular, the funding problem of SHI due to demographic changes as well as health care (two-class medicine) is often discussed in the media [4–6,8,22]. Therefore, we expect that having PHI has a positive impact on the perception of financial security.

Hypothesis 4: Having experience with health care is positively related to the perception of financial security in the event of illness.

As stated previously, the German health care system, in general, is presented quite negatively in the media; therefore, individuals may form an opinion of the quality of the health care system on the basis of such information. Hence, it is interesting to analyze whether personal experience with the health care system, for example, frequent doctor appointments or recent hospital stays, has an effect on the subjective perception of financial security. Zuchandke et al. [19] found that in the event of long-term care, experience (experience is a proxy for the case when a member in the respondent's household is dependent on long-term care) has a positive effect on this perception. Social long-term care insurance, however, provides only partial coverage of treatment costs in Germany. Because health care insurance is basically comprehensive, apart from co-payments, the positive effect of experience on perception can be expected to be even stronger than in the event of long-term care. Therefore, having experience might positively affect perception with regard to the health care system.

Hypothesis 5: The overall perception of financial security is declining over time.

Finally, we are interested in the overall development of perception over time. Many reforms have been carried out in the health care system in recent years that particularly aim to solve funding problems. As a result, the government has introduced or increased several types of

co-payments and has cut benefits; these measures have also been discussed broadly in the media. Therefore, we expect that the perception of financial security has declined over time.

3. Methods

To empirically test our hypotheses, we used data from the German Socio-Economic Panel (SOEP) Study provided by the German Institute for Economic Research (DIW Berlin), Berlin. The German Socio-Economic Panel is a representative panel survey of households and individuals [23]. The first survey was conducted in 1984 with approximately 6,000 households and 12,000 individual respondents. In 2010, the 27th wave was completed, in which roughly 11,000 households and 20,000 individuals were included. The survey contains a wide range of questions on topics such as income, employment status, education, and health status. The data set and its methods have been previously described in detail [24].

3.1 Variables

As a proxy for the perception of financial security in the event of illness, we make use of the following question in the SOEP survey:

“How do you individually assess financial security in the event of illness?”

The possible answers are divided into five categories, from “1 = bad” to “5 = very good.” Subjects who marked the answer “don’t know/does not apply” were not considered in our analysis.

This question is included in the SOEP survey every 5 years, beginning at 1987. Because of reunification in 1990, we use the waves of 1992, 1997, 2002, and 2007 to include individuals from both West and East Germany. We consider individuals at least 16 years old who are insured either by SHI or by PHI in our analyses. Furthermore, we used a balanced data set. After correcting our data set, we included approximately 23,500 observations.

The following variables were used to test our hypotheses within our regression analysis: for financial status, we used household income, which includes all income sources. In addition, we took the logarithm of the continuous income variable to analyze the influence of proportional changes on the dependent variable.

We created two dummy variables to differentiate between individuals who are covered by the SHI scheme only and by PHI. As stated in the Introduction, we also focused on the

possible impact of PSHI on the subjective perceived financial security of SHI members. Moreover, data on PSHI are available for SHI members only. Because the data for the distinction of the different PSHI policies were available only for 2002 and 2007, we performed two different regressions. Regression 1 considered the time period 1992 to 2007 and included only dummy variables for the simple existence of PSHI. Regression 2 considered the period 2002 to 2007 and distinguished between the different insurance policies to identify specific influences; these are policies for dentures, special features during hospital stay, remedies, aids, and others.

To quantify experience with the health care sector (hypothesis 4), we used the number of outpatient visits in the past 3 months before the respective survey as a proxy to create four dummy variables (no experience, low experience, mid experience, and high experience). The classification into these categories is shown in Table 1. Furthermore, we considered whether an individual was in the hospital the year before the respective survey to create the dummy variable hospitalization.

Table 1: Classification of experience with health care system

Dummy Variable	Number of outpatient visits in the past three month
no experience	0
low experience	1-2
mid experience	3-5
high experience	>5

Finally, we included a set of conventional control variables in the regression such as employment. Further information about all control variables is provided in Table 2. Because of the used fixed-effects regression method (see below), gender and age variables cannot be included in our regression. Furthermore, the variable financial asset was coded as a binary variable, because the amount of assets was not available in the data set.

Table 2: Independent Variables

Variable	Code
<u>Health care insurance</u>	
SHI, PHI, PSHI	Binary variable for each category
<u>Experience with the health care system</u>	
no, low, mid, high	Binary variable for each category
hospitalization	Binary variable (1=hospital stay in the year before the survey)
<u>Marital status</u>	
single, widowed, married, divorced, partnership	Binary variable for each category
<u>Age</u>	
Cluster [18-30] (30-40) (40-50) (50-60) (60-70) (70-95]	Binary variable for each category
<u>Employment status</u>	
full-time, part-time, unemployed, not employed, self-employed, civil servant	Binary variable for each category
<u>Education</u>	
low, mid, high	Binary variable for each category
<u>Health status</u>	
Ordinal step scale (1= poor - 5= very good)	Binary variable for each step
<u>Others</u>	
Wealth	Binary variable (1=having assets)
political interest	Binary variable (1=interested in politics)
Children under 18 in household	Binary variable (1=having children under 18 in the household)
Number of household members	Categorical variable
In household income	Continuous variable

3.2 Method

Because of the subjective character of the dependent variable, we have to be aware of unobserved individual heterogeneity. Among others, a major problem could be the individual interpretation of the ordinal scale. It could be possible, for instance, that two individuals with the same perception mark different categories (e.g., 3 and 4) and this can lead to a biased estimate. As a result, we focused on panel-estimation techniques to test our hypotheses. Panel data allowed us to control for possible unobserved individual

heterogeneity. There are two common ways to control for unobserved heterogeneity: the fixed-effects model and the random-effects model. In our case, the fixed-effects model seemed to be more appropriate because only within-individual variation is used to estimate the regression coefficients [25]. By doing this, the problem of the individual interpretation of the ordinal scale is eliminated if you assume this effect to be time invariant. Furthermore, it is likely for the individual-level effect to be correlated with some dependent variables. If so, the random-effects model would lead to inconsistent estimators. To test our assumptions, we conducted a Hausman specification test, and the results indicated that the fixed-effects model was appropriate in our case – a detailed description of this approach can be found in Baltagi [26]. To apply the fixed-effects estimation (also known as within-estimation), we used the following regression equation:

$$y_{it} = a_i + \hat{\alpha}' X_{it} + \hat{a}_{it} \quad (1)$$

where y_{it} represents the dependent variable of the perception of financial security in the event of illness. The term a_i represents the individual time constant effects (fixed effects). The vector X_{it} includes all exogenous variables that are necessary to test our hypotheses and control variables, and \hat{a}_{it} is a random error term.

The ordinal structure of our dependent variable would imply the use of an ordered probit or ordered logit regression. Using an ordered response with panel estimation techniques, however, leads to technical and conceptual problems [27]. Therefore, we use the probit-adapted ordinary least squares (POLS) approach by Van Praag and Ferrer-i-Carbonell [28]. The essence of this method is an implicit cardinalization of the dependent ordinal variable. The advantage of this transformation is that it allows the application of ordinary estimation methods.

The initial point of the cardinalization is the latent variable approach and the assumption that the latent variable Y^* follows a standard normal distribution. For a detailed description of the latent variable approach, see Wooldridge [29]. The new cardinalized variable Y_k^C is constructed by transforming the conditional expectation of Y^* for all response categories k (five categories in our case), given that the value is located in a specific interval $[i_{k-1}, i_k]$. Because of the assumed standard normal distribution, the conditional expectation is calculated by

$$Y_k^C = E(Y^* | i_{k-1} < Y^* \leq i_k) = \frac{n(i_{k-1}) - n(i_k)}{N(i_k) - N(i_{k-1})}, \text{ for } k = \{1,5\} \quad (2)$$

where $n(\cdot)$ is the density function and $N(\cdot)$ is the distribution function of Y^* .

The specific values of the cutoff points i_k are assigned by using information of the overall sample distribution of the observed ordinal variable. According to a given sample distribution $p(k)$, we can write

$$N(i_k) = F(k), \quad (3)$$

where $F(k) = \sum_{j=1}^k p(j)$ represents the cumulated probability of response category k . We can calculate the cutoff points by rewriting Equation (4) as

$$i_i = N^{-1}[F(k)]. \quad (4)$$

Using the calculated cutoff points i_k in Equation (3), the transformation leads to the cardinalized variable Z_k^C for $k = \{1,5\}$. This variable is then used as the dependent variable in Equation (1). Van Praag and Ferrer-i-Carbonell [28] have shown that the estimated effects of an ordered probit and POLS are almost identical up to a multiplication factor. To further stress the reliability of the POLS method, we also conducted the same comparison with our data set and identified the same relationship between ordered probit and POLS.

4. Results

Table 3 presents the results of the POLS regressions, including the fixed effects. Regressions 1 and 2 cover the data from the years 1992 to 2007. Regression 2 covers the data from the years 2002 to 2007 to identify the policy-specific influences of PSHI.

In the following, we explore the regression results with regard to our five hypotheses.

4.1 Hypothesis 1

Table 3 indicates that higher income positively influences an individual's assessment of financial security given that the coefficient for income is significant ($P < 0.01$) and positive. This result verifies our hypothesis and can be confirmed with Regression 2.

Table 3: Result of Regression 1 and 2

Variable	Regression 1	Regression 2
	1992-2007	2002-2007
Coefficient (standard error)		
<i>Health care insurance (Reference category: SHI)</i>		
PHI	0.272*** (0.040)	0.318*** (0.081)
PSHI	-0.001 (0.029)	-
<i>PSHI (Reference category: no insurance)</i>		
Special features during hospital stay	-	0.178*** (0.067)
Dentures	-	0.019 (0.069)
Remedies and aids	-	-0.018 (0.088)
Others	-	-0.081 (0.064)
<i>Experience with health care system (Reference category: no experience)</i>		
low experience	0.016 (0.016)	0.038 (0.028)
mid experience	0.052*** (0.020)	0.063* (0.033)
high experience	0.032 (0.025)	0.024 (0.043)
hospitalization	0.049** (0.020)	0.069** (0.033)
Log. household income	0.148*** (0.022)	0.105*** (0.038)
<i>Year dummies</i>		
	<i>Reference year: 1992</i>	<i>Reference year: 2002</i>
Year 1997	-0.349*** (0.019)	-
Year 2002	-0.185*** (0.027)	-
Year 2007	-0.409*** (0.034)	-0.239*** (0.020)
Number of observations	23,508	12,576
R ² (within)	0.082	0.074
Control variables: age, marital status, employment status, education, perception of health status, financial assets, political interest, children.		
Significance levels denoted by *:10%, **:5%, ***:1% level		
SHI: statutory health insurance, PHI: private health insurance, PSHI: Private supplementary health insurance.		

4.2 Hypothesis 2

We stated that PSHI has a positive impact on perception. This assumption cannot be upheld for all variables. The coefficient of the dummy variable is insignificant and is close to zero. However, as stated earlier, we performed a second regression analysis (Regression 2) to account for the different PSHI policies. These results can also be found in Table 3. According to the results, only the coefficient for special features during a hospital stay (e.g., treatment by senior physician, single/double room) is significant at the 1% level and is positive. All other coefficients for different policies are insignificant. Therefore, our hypothesis can be verified only partially, because PSHI alone for special features during hospital stay has a significant impact on subjective perception.

4.3 Hypothesis 3

The hypothesis that PHI has a positive effect on the perception of financial security can be confirmed. The coefficient is positive and significant ($P < 0.01$) in all three regressions.

4.4 Hypothesis 4

The hypothesis that experience with the health care sector has a positive impact on perception can be confirmed. All three coefficients of the variables for different experience levels are positive. The coefficient for mid experience is significant ($P < 0.05$). Moreover, the coefficient for hospitalization is positive and significant ($P < 0.05$), indicating that a hospital stay has a positive impact on perception. However, the coefficient for high experience is insignificant. These results can be confirmed with Regression 2, where the significance levels are higher because of the smaller sample size. Because of a possible correlation between the coefficients “high experience” and “hospitalization,” we performed additional regression analysis without the variable hospitalization to check for partial multicollinearity between these two variables. The results are presented in Table 4. In contrast to Regression 1, the coefficient for high experience is significant ($P < 0.1$) and positive. Taking all results into account, we assume that having experience with health care is positively related to the perception of financial security in the event of illness.

Table 4: Results of Regression 3 (without the variable hospitalization)

Variable	Regression 3	
	1992-2007	
	Coefficient (standard error)	
<i>Health care insurance (Reference category: SHI)</i>		
PHI	0.270***	(0.040)
PSHI	0.001	(0.029)
<i>Experience with health care system (Reference category: no experience)</i>		
low experience	0.018	(0.016)
mid experience	0.057***	(0.020)
high experience	0.042*	(0.025)
Log. household income	0.150***	(0.022)
<i>Year dummies (Reference year: 1992)</i>		
Year 1997	-0.349***	(0.019)
Year 2002	-0.183***	(0.027)
Year 2007	-0.408***	(0.034)
Number of observations	23,539	
R ² (within)	0.082	
Control variables: age, marital status, employment status, education, perception of health status, financial assets, political interest, children.		
Significance levels denoted by *:10%, **:5%, ***:1% level		
SHI: statutory health insurance, PHI: private health insurance, PSHI: Private supplementary health insurance.		

4.5 Hypothesis 5

Finally, we explore the regression results with regard to our hypothesis that overall perception is declining over time. All coefficients for the year dummy variables are significant ($P < 0.01$) and negative, indicating that general perception declines over time. Because the base year is 1992, it can be determined that the impact on the perception in 2002 is smaller than in 1997 and 2007. In addition, the highest negative impact is found in 2007.

5. Discussion

In the following, we discuss the results of the regression analyses in detail.

Our results indicate that income is positively related to perceived financial security. Although health care insurance in Germany is basically comprehensive, there are several variants of co-payments, which are financed privately. Because of the existing co-payments, higher income leads to a higher financial independence from insurance and to a better assessment. Our findings are in line with the results of former studies. Wendt et al. [30] explored the satisfaction of the population with the health care system and found that higher-income groups are more satisfied. We want to stress, however, that satisfaction with the health care system and the perception of financial security in the event of illness are not equal determinants. Nevertheless, the perception of the financial security represents one part of the satisfaction with the health care system; therefore, a positive correlation can be assumed between these two variables. In terms of long-term care, Zuchandke et al. [19] also identified a positive relationship between income and the perception of financial security.

The results show that PSHI alone does not have an impact on perceptions. A possible explanation for this phenomenon could be that SHI is basically comprehensive insurance and that PSHI mainly covers additional goods or services, which can generally be considered "luxury goods." Therefore, it was interesting to analyze the impact of different features of PSHI (see Regression 2). According to the results, the policies alone for special features during a hospital stay (treatment by senior physician, single/double room) have a significant positive impact on perception. This finding is remarkable given cutbacks in the reimbursement of dental treatment in SHI; only the PSHI for dentures can be considered indispensable. Nevertheless, the result is probably related to the price of PSHI, because insurance for special features during hospital stays is comparatively expensive. These results lead to the assumption that insurance policies with a certain price only are perceived as an enhancement in perception of financial security. Therefore, only relatively expensive supplementary insurances have a positive impact on perceptions, such as the abovementioned special features during a hospital stay. Another possible explanation of the insignificant effect could be that the interval of 5 years is probably too large to figure out causal effects of PSHI on perception. For instance, buying PSHI could be a result of a more negative perception that took place between two points in time; as a result, the negative

perception as well as the positive effect, due to buying PSHI, cannot be observed separately. In this case, both effects may counteract each other and lead to a small overall effect.

According to our results, insurance via PHI is positively related to better perceptions. This finding is in line with Braun and Marstedt [31], who state that privately insured people have considerably higher confidence in the health care system than the SHI insured, which leads to the conclusion that there is a perceived two-tier health care system; even though objectively both schemes offer medical care at a high level, the discussion in the media focuses mainly on the problems and disadvantages of SHI. This one-sided media perspective could, therefore, have an impact on this perception.

The experience level with the health care system has a positive and significant impact on perception. Our findings are in line with Zuchandke et al. [19], who obtained similar results regarding longterm care. The variable “high experience,” however, defined as more than five outpatient visits in the past 3 months, is not significant in our regression. Because of the positive correlation between the number of outpatient visits and hospitalization, we dropped the variable “hospitalization” in Regression 3 (see Table 4). The results indicate that experience has a significant positive effect, which we expected in our hypothesis. A possible explanation for this positive correlation is the negative representation of SHI in the media, which may have an impact on an individual’s opinion. Therefore, the individual’s own experiences with the German comprehensive health care system seem to be better than preformed opinions and, consequently, have a positive effect on perceptions due to an informational advantage. This information asymmetry in the health care system leads to different assessments.

Our results show that overall perceptions are declining over time; however, the course is not uniform. The drop in 2002 was not as high as in 1997 and 2007, which may be because the German health care system was not a major focus of the debate in politics and society between 1998 and 2002. In contrast, in the years before the time of the surveys in 1997 and 2007, major health care reforms took place and were discussed in the media, which may have negatively influenced perceptions of financial security.

The results indicate that political decision-makers are facing challenges regarding declining perceptions in the German health care system, especially in SHI. Because of the positive correlation between experience and perception, it can be assumed that the health care

system and especially SHI are better than their presentation in the media. Hence, there is a problem of communication and information, and political decision-makers face challenges in presenting the system objectively and handling the media in a proper way.

Furthermore, the discrepancy in perceived financial security between PH- and SH-insured persons leads to a selection effect in favor of PHI. Healthy insurants who have the choice between PHI and SHI due to their higher income or employment status will more likely choose PHI because of better perceived financial security and possible better health care. In the long run, this may endanger the financial stability of the SHI system because of a worse risk pool and in the long run endanger the solidarity system and perceived solidarity in society. Hence, it can be assumed that the different financial perceptions of PH- and SH-insured persons have a negative impact on perceived social equality in the society [22]. All in all, politicians should reconsider the coexistence and arrangement of PHI and SHI systems and perhaps merge the systems into one.

In the following, we will highlight limitations with respect to the variables used, the methodology, and the generalizability of the results, even though the data used and methodology are the best available to our knowledge.

Concerning the independent variables, we want to highlight that the amount of financial assets cannot be considered in the regressions because the data are not completely available. In addition, the data concerning the different PSHI policies are available only for the surveys of 2002 and 2007. Furthermore, PSHI is often purchased as a combination of different policies. Therefore, it may be difficult for the respondent to differentiate between specific aspects of the insurance, which could influence the effect. In addition, we cannot analyze whether experience with dental care had an influence on the decision to purchase PSHI because we do not have any specific data on experience with dental care. Regarding PHI coverage, the SOEP data provide no information with respect to deductibles or the arrangement of insurance. Further research with more detailed data can lead to more precise insights into the effects of certain policies and to a more comprehensive understanding of the differences between SH- and PH-insured persons.

Concerning our dependent variable, we want to stress its subjective character, which can lead to a heterogeneous interpretation between individuals. Because of the use of a fixed-effects regression method, however, we focus solely on within-individual variation, which

reduces the heterogeneity problem. Because the survey with the specific question concerning perceived financial security in the event of illness took place only every 5 years, it may exhibit a lack of statistical significance. This leads to the problem that perhaps only those effects that are close to the surveys are measured appropriately. Therefore, shocks, for example, due to a change of employment status, may not be reflected accurately, even though we have included employment status as a control variable. Another reason for a lower statistical significance is that fixed-effects standard errors are often higher than random-effects standard errors [25]. In general, our study provides no information regarding marginal effects from the independent to dependent variables. The reason for this lies in the use of an implicit cardinalization of the ordinal dependent variable; therefore, we focus on significance values. In addition, calculating marginal effects would not deliver additional information with respect to the verification of our hypotheses.

Finally, we stress that a general limitation with respect to panel data, especially balanced panel data, is that the average age of the study population is increasing over time. Therefore, we also conducted our regressions with an unbalanced panel sample. No major changes occurred especially in relation to the significance and direction of the coefficients, which is an indicator the robustness of our results hold. In addition, attrition can lead to a serious problem with panel data, whereas in the case of fixed-effects regressions this is the case only when selection is linked to idiosyncratic errors [29]. To check for a possible attrition problem in our data set, we conducted a simple test suggested by Nijman and Verbeek [32] as well as Wooldridge [29]. The resulting selection indicator is not significant (P value of 0.605), demonstrating that attrition seems to not be a problem in our analysis [29]. We also want to emphasize that the applicability of the results to other countries might be difficult due to the specific character of the German health care system. It would be interesting, however, to compare the perception of the German population with the perception of citizens from other European countries.

6. Conclusions

This study is the first to explore the perception of insured in the event of illness in the German setting over time and to identify determinants of that perception. According to the results, higher income and having PHI has a positive and significant impact on the perception of financial security. Furthermore, having PSHI has a positive and significant effect on

perception; however, this is solely true for policies that cover special features during hospital stays. Experience with the health care system is also positively related to individual perception. Finally, our regression results illustrate that overall perception is declining over time.

Acknowledgement

The authors thank the reviewers for their helpful remarks. Source of financial support: The authors have no other financial relationships to disclose.

References

- [1] Federal Ministry of Health. Result of the SHI-Statistic KM1: Monthly values 01/2011, 2011. Available from: http://www.bmg.bund.de/fileadmin/redaktion/pdf_statistiken/krankenversicherung/Mitglieder_Versicherte_GKV_Januar_2011.pdf [Accessed March 16, 2011].
- [2] Simon M. The German Health Care System—An Introduction to Structure and Functioning (3rd ed.). Bern, Germany: Huber, 2010.
- [3] Asplin BR, Rhodes KV, Levy H, et al. Insurance status and access to urgent ambulatory care follow-up. *JAMA* 2005;294: 1248–54.
- [4] Lungen M, Stollenwerk B, Messner P, et al. Waiting times for elective treatments according to insurance status: a randomized empirical study in Germany. *Int J Equity Health* 2008;7: 1.
- [5] Kuchinke BA, Sauerland D, Wübker A. The influence of insurance status on waiting times in German acute care hospitals: an empirical analysis of new data. *Int J Equity Health* 2009;8: 44.
- [6] Krobot KJ, Miller WC, Kaufman JS, et al. The disparity in access to new medication by type of health insurance: lessons from Germany. *Med Care* 2004;42: 487–91.
- [7] Schwierz C, Wübker A, Wübker A, et al. Discrimination in waiting times by insurance type and financial soundness of German acute care hospitals. *Eur J Health Econ* 2011;12: 405–16.
- [8] Herbert S. *Diagnosis: Unaffordable. Of the Praxis of the Two-Class-Medicine*. Köln, Germany: Kiepenheuer & Witsch, 2006.
- [9] Gross H. With the prioritization comes the two-class medicine: injustice with the system. *MMW Fortschr Med* 2010;152: 12–4.
- [10] Niehaus F. *Prognosis of the Contribution Rate in the Statutory Health Insurance*. Köln, Germany: WIP, 2008.
- [11] Lungen M, Passon AM, Lauterbach KW. Proofs of the two-class medicine in Germany. In: Schieren S, ed., *Health Politics—Backgrounds, Problems and Perspectives*. Schwalbach, Germany: Wochenschau-Verl, 2011.
- [12] Advisory Council for the Concerted Action in Health Care. *Special Report 1997: Health Care System in Germany: Cost Factor and Future-Oriented Sector*. Baden-Baden, Germany: Nomos-Verl.-Ges., 1998.

- [13] Advisory Council for the Concerted Action in Health Care. Report 2000/2001: Meeting Demands and Economic Efficiency. Baden-Baden, Germany: Nomos-Verl.-Ges., 2002.
- [14] Advisory Council for the Concerted Action in Health Care. Report 2003: Funding, User-Orientation and Quality. Baden-Baden, Germany: Nomos-Verl.-Ges., 2003.
- [15] Organisation for Economic Co-operation and Development. OECD Health Data 2010: Statistics and Indicators. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development, 2010.
- [16] Wunder C, Schwarze J. Satisfaction with the pension system and preferences for alternative systems: empirical analyses with the German Socio-Economic Panel, 2004. Available from: <https://www.econstor.eu/dspace/bitstream/10419/18144/1/dp420.pdf>. [Accessed March 16, 2011].
- [17] Wendt C. Does the confidence in the health care system diminish? A comparative analysis of European countries. WSI-Mitteilungen 2007; 60: 380–6.
- [18] Wendt C, Mischke M, Pfeifer M, et al. Confidence in receiving medical care when seriously ill: a seven-country comparison of the impact of cost barriers. Health Expect (Epub) 2011.
- [19] Zuchandke A, Reddemann S, Krummacker S, et al. Impact of the introduction of the social long-term care insurance in Germany on financial security assessment in case of long-term care need. Geneva Pap R I-Iss P 2010;35: 626–43.
- [20] Zok K. Expectations on supply and funding of the health insurance. WIdO Monitor 2010;7: 1–12.
- [21] Schlesinger H. The theory of insurance demand. In: Dionne G, ed., Handbook of Insurance. Boston, MA: Kluwer, 2000.
- [22] Wippermann C, Arnold N, Möller-Slawinski H, et al. Justice in the Health Care Sector. Wiesbaden, Germany: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 2011.
- [23] Lauterbach K, Lungen M, Stollenwerk B, et al. The relationship between income and life expectancy. In: Studies on Health, Medicine and Society. Institute for Health Economics and Clinical Epidemiology at the University of Cologne: Köln, Germany, 2006.
- [24] Wagner GG, Frick JR, Schupp J. The German Socio-Economic Panel study (SOEP): scope, evolution and enhancements. J Appl Soc Sci Stud 2007;127: 139–69.
- [25] Allison PD. Fixed Effects Regression Models. Los Angeles, CA: Sage, 2009.

- [26] Baltagi BH. *Econometric Analysis of Panel Data* (3rd ed.). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2005.
- [27] Clark AE, Knabe A, Rätzl S. Unemployment as a social norm in Germany. *J Appl Soc Sci Stud* 2009;129: 251–60.
- [28] van Praag B, Ferrer-I-Carbonell A. *Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach* 2nd ed.). New York, NY: Oxford University Press, 2008.
- [29] Wooldridge JM. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.
- [30] Wendt C, Kohl J, Mischke M, et al. How do Europeans perceive their healthcare system? Patterns of satisfaction and preference for state involvement in the field of healthcare. *Eur Soc Rev* 2010;26: 177–92.
- [31] Braun B, Marstedt G. Confidence in the health care system. *Gesundheitsmonitor* 2010;10: 1–7.
- [32] Nijman T, Verbeek M. Nonresponse in panel data: the impact on estimates of a life cycle consumption function. *J Appl Econ* 1992;7: 243–57.

Modul 10

Ein simulationsbasierter Renditevergleich von fondsgebundenen Altersvorsorgeprodukten

Andy Zuchandke

Sebastian Reddemann

Jens Ole Rauh

Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft 99(4), 419–434, 2010

DOI: 10.1007/s12297-010-0105-3

With kind permission from Springer Science+Business Media:

Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, Ein simulationsbasierter Renditevergleich von fondsgebundenen Altersvorsorgeprodukten, 99(4), 2010, 419–434, Zuchandke, A., Reddemann, S., Rauh, J. O.

Ein simulationsbasierter Renditevergleich von fondsgebundenen Altersvorsorgeprodukten

Andy Zuchandke^{*}

Sebastian Reddemann[†]

Jens Ole Rauh[†]

Zusammenfassung

Die zu erwartende Entwicklung der gesetzlichen Rentenversicherung in Deutschland aufgrund des demografischen Wandels erfordert eine immer stärkere Investition in privatwirtschaftliche Altersvorsorgeprodukte. Die fondsgebundene Rentenversicherung hat dabei immer mehr an Bedeutung zugenommen. Bisherige Studien kommen zu divergierenden Ergebnissen und hinterlassen ein uneinheitliches Bild bzgl. der Qualität einer Versicherungslösung. Die vorliegende Studie ist ein erster Schritt die fondbasierte Rentenversicherung auf Basis quantitativer Analysen mit einem Fondssparplan zu vergleichen ohne dabei Durchschnittsentwicklungen zu unterstellen. Mittels historischer DAX-Performancedaten wird, unter Berücksichtigung verschiedener Kostenstrukturen, die Wertentwicklung der Investments simuliert und deren Ablaufrenditen verglichen. Im betrachteten Rahmen, ohne Umschichtungen, wird deutlich, dass der Kostenvorteil des Fondssparplans den Steuervorteil der Versicherungslösung übertrifft.

^{*} Institut für Versicherungsbetriebslehre, Leibniz Universität Hannover, Königsworther Platz 1, 30167 Hannover, Deutschland.

[†] Kompetenzzentrum Versicherungswissenschaften GmbH, Leibniz Universität Hannover, Königsworther Platz 1, 30167 Hannover, Deutschland.

Abstract

The demographic change and its consequences forces citizens of Germany to realign towards private insurance products. This decision should be based on structured analyses. Most recent studies were inconclusive regarding this decision. As investments are commonly compared using average developments of the underlying, the possibility to switch the underlying during the duration of the investment, they are not represented accordingly and therefore bias the results of the calculation. We perform a thorough simulation analysis to compare two competing investments for retirement provisions while respecting additional costs and tax implications of switching. Without any switching the evaluation of other studies is generally verified (pure investment beats insurance product). But as soon as switching is implemented the tax advantage of insurance products is overcompensating the cost advantage of a pure investment solution. Further research should aim in this direction.

1. Einleitung

Die anhaltende politische und wissenschaftliche Diskussion über Reformen sowie die Entwicklung der Beitrags- und Rentenniveaus in der gesetzlichen Rentenversicherung verdeutlicht die Notwendigkeit der privaten Altersvorsorge als stützendes Element im Gesamtkontext der individuellen Altersvorsorge. Insbesondere im Hinblick auf ein mit der Zeit stagnierendes oder real sogar sinkendes Rentenniveau der gesetzlichen Alterssicherung werden Einkommenslücken im Rentenalter (so genannte Rentenlücke) immer gravierender (vgl. Börsch-Supan 2008). Der Bedarf an privater Altersvorsorge spiegelt sich ebenfalls im Sparverhalten deutscher Haushalte wider. Eine vom Verband der privaten Bausparkassen e.V. in Auftrag gegebene und von TNS Infratest durchgeführte Umfrage zum Thema „Sparklima in Deutschland“ zeigt, dass der Sparzweck „Altersvorsorge“ für die befragten Sparer immer stärker an Bedeutung gewinnt. Der Anteil der 2000 befragten Bundesbürger, die zum Zweck der Altersvorsorge sparen, ist von 43,3 % (1997) auf 67,7 % (2010) gestiegen (vgl. TNS Infratest 2010).

Im Bereich der Vermögensbildung privater Haushalte in Deutschland wird ersichtlich (vgl. Bundesbank 2010a), dass der Anteil der Ansprüche gegenüber Versicherern an der jährlichen Brutto-Geldvermögensbildung im Vergleich zu anderen Anlagekategorien stabil ist und einen entscheidenden Anteil an der Brutto-Geldvermögensbildung ausmacht. Der Anteil der Vermögensbildung durch Versicherungsprodukte lag in den letzten 19 Jahren bei durchschnittlich 40 % der Gesamtvermögensbildung der privaten Haushalte, wobei ungefähr die Hälfte daraus Ansprüche aus Lebensversicherungen sind.

Innerhalb der Lebensversicherungsbranche ist der Anteil der fondsgebundenen Rentenversicherungen (FondsRV) an abgeschlossenen (Lebens-)Einzelversicherungen in den letzten Jahren kontinuierlich gestiegen. Laut Statistiken des Gesamtverbands der Deutschen Versicherungswirtschaft (GDV 2009) hat sich der Anteil an Neuzugängen bei FondsRV von 6,7 % (2003) auf 23,7 % (2008) mehr als verdreifacht und konnte 2008 erstmals den höchsten Anteil an Neuzugängen verzeichnen (im Vergleich zu den anderen Lebensversicherungsprodukten). Diese Entwicklung verdeutlicht, dass sich viele Anleger im Rahmen ihrer versicherungsbezogenen Altersvorsorge vermehrt an aktienorientierten Investments orientieren, um somit am langfristigen Potenzial der internationalen Aktienmärkte zu profitieren.

Sowohl in der wissenschaftlichen Forschung als auch in den öffentlichen Medien werden immer wieder mögliche Vorteile von versicherungsbezogenen Altersvorsorgeprodukten im

Vergleich mit alternativen Anlagemöglichkeiten analysiert und diskutiert. Gründl et al. (2003) betrachten bspw. die Vorteilhaftigkeit von Kapitallebensversicherungen im Vergleich zu anderen Anlageformen und Albrecht (2009a, 2009b) untersucht, inwiefern Lebensversicherungsprodukte für die Altersvorsorge geeignet sind. In weiteren Studien stellen Westerheide (2001) sowie Albrecht und Maurer (2000) die private Rentenversicherung und Fondsspar- bzw. Fondsentnahmepläne gegenüber. Westerheide (2001) analysiert dabei die Kosten der langfristigen Anlagen, Albrecht und Maurer (2000 und 2001) hingegen berechnen das Kapitalverzehrisko im Fall eines Fondsentnahmeplans. Die soeben beschriebene positive Entwicklung von FondsRV hat das Institut für Finanz- und Aktuarwissenschaften (ifa) aufgegriffen und eine Vergleichsanalyse von FondsRV und Fondssparplan durchgeführt (vgl. Kling et al. 2005). Die Studie vergleicht dabei die Höhe der Ablaufleistungen bzw. der laufenden Renten beider Produktalternativen und kommt zu dem Ergebnis, dass eine eindeutige Aussage darüber, welche Produktkategorie für eine Altersvorsorge besser geeignet ist, nicht möglich ist. Vergleiche von FondsRV und Fondssparplänen wurden in den letzten Jahren ebenfalls vermehrt von der Presse (z.B. Anlegermagazine) durchgeführt und veröffentlicht (vgl. Reiche 2007, Müller und Wenzel 2007, sowie Hussla 2007). Kernpunkt der Vergleiche bildeten jeweils die Kostenstruktur sowie die steuerliche Behandlung beider Anlagekategorien. Ein oft aufgeführtes Argument gegen die Vorteilhaftigkeit von FondsRV ist der höhere Kostenanteil (aufgrund der für die Versicherung fälligen Abschluss- und Verwaltungskosten). Die meisten der bisher veröffentlichten Vergleichsanalysen, sowie auch die Beispielrechnungen der Versicherungsgesellschaften, sind jedoch methodisch unzureichend, da die Berechnungen anhand von durchschnittlichen Jahresrenditen durchgeführt werden und demzufolge den Einfluss der stochastischen Entwicklung der zugrundeliegenden Assets ignorieren.

Dieser Artikel schließt an Vergleichsanalysen von FondsRV und Fondssparplänen an und führt zu diesem Zweck eine Simulation von FondsRV und Fondssparplänen in verschiedenen Szenarien durch. Der entscheidende Beitrag der vorliegenden Arbeit liegt daher auf der unterjährigen Simulation einer realistischen Entwicklung des Anlagevermögens, sowie der angemessenen Beachtung der steuerlichen Situation. Im Gegensatz zu bisher durchgeführten Rechnungen dienen die folgenden Berechnungen also nicht nur zum Vergleich unter gleichen Bedingungen, sondern auch als Anhaltspunkt, welchen Einfluss die tatsächliche Wertentwicklung des zugrundeliegenden Investments auf die Ablaufrendite hat. Die Berücksichtigung der realistischen Wertentwicklung erfolgt durch die Betrachtung von Vergangenheits-

daten des Deutschen Aktienindex (DAX). Dazu wird in Abschnitt 2 zunächst die Kostenstruktur beider Produktalternativen beschrieben sowie die aktuelle Besteuerung dargestellt. In Abschnitt 3 werden die getroffenen Annahmen erläutert sowie die Methodik beschrieben und der Simulationsalgorithmus hergeleitet. Anschließend werden die mit Hilfe der Simulationsanalyse ermittelten Ergebnisse beschrieben und Konsequenzen im Kontext der Fragestellung aufgezeigt. In den beiden letzten Abschnitten wird die grundlegende Analyse um die Möglichkeit des Umschichtens innerhalb der jeweiligen Produktkategorie erweitert und abschließend die Vergleichsanalyse zusammengefasst.

2. Kostenstruktur und aktuelle Besteuerung

2.1 Kostenstruktur

Die Kostenstruktur von Investmentfonds lässt sich allgemein in die grundlegenden Kostenarten Ausgabeaufschlag und Fondsverwaltungskosten aufteilen. Der Ausgabeaufschlag wird bei Erwerb von Investmentfondsanteilen prozentual erhoben. Die Höhe des Ausgabeaufschlags ergibt sich aus der Differenz aus Ausgabe- und Rücknahmekurs. Neben dem einmalig zu zahlenden Ausgabeaufschlag erhebt eine Fondsgesellschaft jährlich Fondsverwaltungskosten. Diese Kostenkomponente enthält bspw. Verwaltungskosten und Depotbankgebühren. Die Fondsverwaltungskosten werden entweder direkt über den Anteilspreis oder den Fondsanteilen verrechnet. Die Kostenstruktur von FondsRV beinhaltet drei Faktoren:

- Kosten für den Abschluss der Versicherung (Abschluss- und Vertriebskosten)
- Kosten für die Verwaltung der Versicherung
- Kosten der Verwaltung des Fondsinvestments.

Insbesondere die aufsichts- und versicherungsvertragsrechtlichen Vorgaben hinsichtlich der Höhe und Verteilung der Abschlusskosten sind nach derzeitiger Rechtslage als komplex zu bezeichnen. Regelmäßig wird in der Praxis das sog. Zillmerverfahren verwendet. Das Zillmerverfahren ordnet – bei überschlägiger Betrachtung – die sofortige Verrechnung der einmaligen Abschlusskosten mit der ersten Prämie oder ggf. weiteren Prämien des Versicherungsnehmers an (vgl. Ortmann 2008, § 169 Rn. 48). Insbesondere bei der Lebensversicherung kann es deshalb im Falle eines Frühstornos zu negativen Rückkaufswerten kommen. Da diese aus wirtschaftlicher Sicht negative Folge nach den verwendeten Musterbedingungen der Branche dem Versicherungsnehmer nicht ausreichend deutlich vor Augen geführt wur-

de, verstießen entsprechende Klauseln nach Auffassung des BGH gegen das Transparenzgebot (vgl. § 307 Abs. 1 S. 2 BGB), was zur Unwirksamkeit der Vereinbarung führt (BGH NJW 2005 3559 (3564 f.); BGH NJW 2001 2012 (2013 f.); BGH NJW 2001 2014 (2016 f.)). Der Gesetzgeber reagierte auf diese Rechtsprechung mit der Neuregelung der Verteilung der Abschlusskosten auf die Vertragslaufzeit: Gemäß § 169 Abs. 3 S. 1 a.E. VVG sind für den Fall einer vorzeitigen Kündigung des Versicherungsverhältnisses die Abschlusskosten auf die ersten fünf Jahre gleichmäßig zu verteilen. Wird die Versicherung hingegen bis zum Eintritt des Versicherungsfalles fortgeführt, kann weiterhin – soweit vereinbart – das Zillmerverfahren durchgeführt werden (vgl. §§ 13 Abs. 1, 10 Abs. 3 Muster-Allgemeine Bedingungen für die fondsgebundene Rentenversicherung, GDV 2010). Wird das Zillmerverfahren durchgeführt, darf gemäß § 65 VAG i.V.m. § 4 Abs. 1 S. 2 DeckRV höchstens 4 % der Summe aller während der Laufzeit des Vertrages zu zahlenden Prämien als Abschlusskosten verrechnet werden. Diese Grundsätze gelten nach § 169 Abs. 4 S. 1 a.E. VVG ebenso für die fondsgebundene Rentenversicherung (vgl. Ortmann 2008, § 169 Rn. 87; Krause 2010, § 169 Rn. 45; Brömmelmeyer 2009, § 42 Rn. 173). Beispiele aus der Praxis zeigen, dass Versicherer zunehmend vom Zillmerverfahren abrücken und nunmehr die Abschlusskosten auch bei Fortführung der Versicherung bis zum Vertragsende als sog. laufende Provision – beispielsweise auf die ersten fünf Vertragsjahre – verteilen (vgl. Schwintowski 2005, 786).

Darüber hinaus werden vom Versicherer zusätzlich Kosten für die Verwaltung der Versicherung bzw. des Versicherungskollektivs erhoben. Im Rahmen einer FondsRV entsprechen diese oftmals einem absoluten Betrag, der mit den jeweiligen Beitragszahlungen verrechnet wird. Soweit das Zillmerverfahren vereinbart wird, werden die anteiligen Verwaltungskosten vorrangig vor den Abschlusskosten getilgt (vgl. § 4 Abs. 1 S. 1 DeckRV).

Schließlich werden neben den versicherungstechnischen Kosten auch fondsspezifische Kosten erhoben. Die Fondsverwaltungskosten werden dabei direkt mit dem jeweiligen Anteilspreis verrechnet und müssen nicht extra erhoben werden. Allerdings wird der Ausgabeaufschlag im Rahmen einer fondsgebundenen Rentenversicherung nicht erhoben, so dass Ausgabe- und Rücknahmepreis identische Werte aufweisen (vgl. Thielges 2007).

2.2 Steuerliche Situation

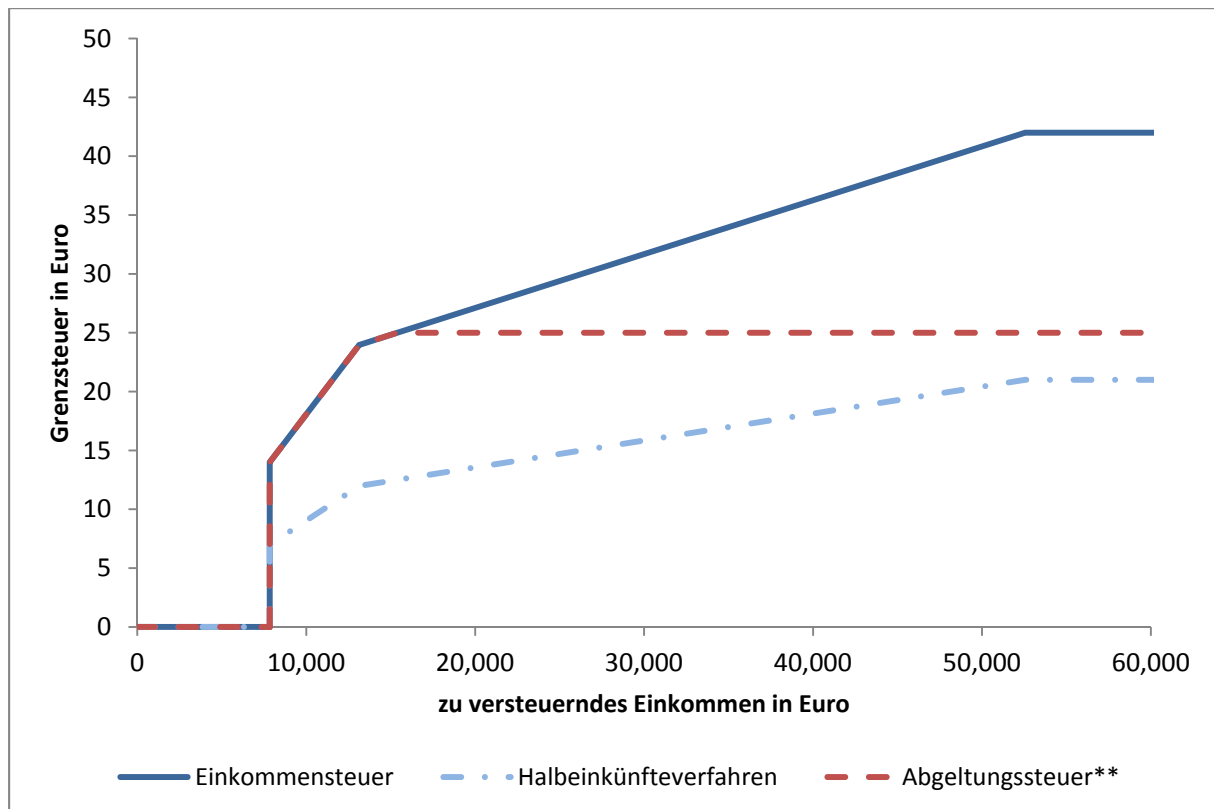
Mit Einführung der Abgeltungssteuer zum 01.01.2009 hat sich die Besteuerung von Einkünften aus Kapitalerträgen und somit auch die Besteuerung für Erträge aus Investmentfonds grundlegend geändert. Für ab dem 01.01.2009 erworbene Investmentfondsanteile werden die Erträge zunächst gemäß § 32d Abs. 1 S. 1 EStG mit der Abgeltungssteuer in Höhe von pauschal 25% besteuert. Nach § 32d Abs. 6 S. 1 EStG kann der Steuerpflichtige alternativ beantragen, dass die Einkünfte nicht mit dem Pauschalsteuersatz, sondern dem persönlichen Einkommensteuersatz besteuert werden. Dieses Wahlrecht ist für den Anleger genau dann vorteilhaft, wenn der persönliche Grenzsteuersatz der Einkommenssteuer unter der Abgeltungssteuer von 25% liegt (vgl. Treiber 2010, § 32d EStG Rn. 160).

Die Besteuerung von Lebens- und Rentenversicherungen, und somit auch für die betrachtete FondsRV, wurde im Rahmen des Alterseinkünftegesetzes (AltEinkG) mit Wirkung zum 01.01.2005 grundlegend geändert. Für FondsRV, die ab dem 01.01.2005 abgeschlossen wurden bzw. werden, erfolgt gemäß § 20 Abs. 1 Nr. 6 S. 4, 1 EStG die Besteuerung im Rahmen der Einkommenssteuer. Danach sind die Erträge („Unterschiedsbetrag zwischen der Versicherungsleistung und der Summe der auf sie entrichteten Beiträge“, § 20 Abs. 1 Nr. 6 EStG) aus einer FondsRV bei einmaliger Kapitalauszahlung voll steuerpflichtig unter Anwendung des persönlichen Steuersatzes.¹ Zur Förderung der privaten Altersvorsorge existiert jedoch eine Steuerbegünstigung, die unter bestimmten Voraussetzungen gewährt wird (vgl. § 20 Abs. 1 Nr. 6 S. 4, 2 EStG): Sofern der Versicherungsvertrag eine Mindestlaufzeit von 12 Jahren aufweist und das Kapital erst nach Vollendung des 60. Lebensjahrs ausgezahlt wird, muss der Versicherungsnehmer lediglich die Hälfte der Erträge mit seinem persönlichen Steuersatz besteuern („Halbeinkünfteverfahren“). In diesem Fall findet die Abgeltungssteuer keine Anwendung (§ 32d Abs. 2 Nr. 2 EStG). Anzumerken ist, dass diese Grundsätze nach dem Schreiben des Bundesministeriums für Forschung (BMF) vom 1.10.2009 (IV C 1 – S 2252/07/0001, Rn. 3a) nur dann gelten, wenn die Versicherung ein sog. biometrisches Risiko abdeckt. Auf die FondsRV bezogen bedeutet dies, dass bereits bei Vertragsschluss ein konkret bezifferter Faktor garantiert werden muss, mit welchem die Höhe der garantierten Leibrente durch Multiplikation mit dem am Ende der Anspar- bzw. Aufschubphase vorhandenen Fondsvermögen bzw. Deckungskapital errechnet wird (sog. Rentenfaktor). Unter dieser Vo-

¹ Die nachfolgende Simulation beschränkt sich auf eine Kapitalauszahlung, weshalb die Besteuerung von Renten nicht betrachtet wird. Zur Besteuerung von Renten siehe § 22 Nr. 1 S. 3 a) bb) EStG.

raussetzung führt die steuerliche Situation im Vergleich zu einem Investmentfonds zu einem Steuervorteil für die FondsRV. Abbildung 1 veranschaulicht die steuerliche Situation für die unterschiedlichen Besteuerungsregeln.

Abbildung 1: Verlauf des Grenzsteuerbetrags für einen Ertrag in Höhe von 100 Euro *



*Der Steuersatz von 45 % ab einem zu versteuernden Einkommen von 250.401 Euro wurde nicht berücksichtigt.

**Im Rahmen der Abgeltungssteuer ist das Wahlrecht nach § 32d Abs. 6 S. 1 EStG integriert.

Zu erwähnen ist zudem, dass bei der Bemessung der tatsächlichen Steuerlast ggf. zusätzlich der Sparerpausch-Betrag (§ 20 Abs. 9 S. 1 EStG), der Solidaritätszuschlag (§ 1 Abs. 1 SolZG) sowie die Kirchensteuer (§ 51a EStG) zu berücksichtigen sind. Bezüglich des Solidaritätszuschlags ist auszuführen, dass es sich bei diesem um eine Ergänzungsabgabe handelt, welche gemäß § 4 SolZG 5,5% der Bemessungsgrundlage entspricht. Die Bemessungsgrundlage für den Solidaritätszuschlag entspricht grundsätzlich der veranlagten Einkommenssteuer (vgl. § 3 SolZG).

3. Annahmen und Methodik

Für die im Rahmen der Vergleichsanalyse durchzuführende Simulation werden im Folgenden die berücksichtigten Annahmen dargestellt. Für beide Produktalternativen wird zunächst unterstellt, dass sich der zugrundeliegende Investmentfonds aus einem 100%igen Aktienanteil zusammensetzt. Dafür wird bei beiden Anlageformen der Performanceindex² des DAX verwendet, um eine äquivalente Entwicklung vor Steuern und Kosten zu gewährleisten und somit eine genaue Wirkung der Kosten- und Steuereffekte analysieren zu können. Dabei werden die von der Deutschen Bundesbank zur Verfügung gestellten Monatsdaten des DAX von Januar 1960 bis Dezember 2009 genutzt (vgl. Deutsche Bundesbank 2010b). Für den Sparprozess wird eine Gesamtlaufzeit von T Jahren angenommen, in denen monatlich ein konstanter Beitrag von B Euro investiert wird und am Ende der Laufzeit das gesamte Kapital ausgezahlt wird. Im Rahmen der Simulationen werden sowohl für die fondsspezifischen als auch für die versicherungsspezifischen Kosten drei unterschiedliche Kostenstrukturen (niedrig, mittel und hoch) betrachtet. Dabei werden für die fondsspezifischen Kostenfaktoren die zuvor beschriebenen Bestandteile Ausgabeaufschlag und Fondsverwaltungskosten berücksichtigt und für die versicherungsspezifischen Kosten die Abschluss- und Verwaltungskosten. Aufgrund der Kostenangaben aus dem Fondsfactbook 2007/2008 (vgl. FWW 2008) sowie zahlreicher Beispielrechnungen von FondsRV (entnommen aus verschiedenen Angeboten, u.a. Allianz, CosmosDirekt, Deutscher Ring) haben sich die in der Tabelle 1 aufgelisteten Kostenstrukturen ergeben.

Tabelle 1: Kostenfaktoren der Anlageklassen

Anlage	Kostenart	niedrig	mittel	hoch
fondsspezifische Kosten	Ausgabeaufschlag (% des Investitionsbetrags)	3,0%	4,0%	5,0%
	Fondsverwaltungskosten (% des Anlagewertes)	1,5%	2,0%	2,5%
versicherungsspezifische Kosten	Abschlusskosten (% der Beitragssumme)	2,0%	3,0%	4,0%
	Verwaltungskosten (% der Beitragssumme)	0,3%	0,4%	0,5%

² Der Performance-Index berücksichtigt sowohl Kursentwicklungen als auch Dividendenzahlungen.

Für das Fondsinvestment wird der Ausgabeaufschlag jeweils bei dem Kauf von Anteilen in Höhe der oben angegebenen Prozentsätze des monatlichen Investitionsbetrags erhoben. Die Verwaltungskosten werden hingegen jährlich als Prozentsatz des aktuellen Anlagewertes berechnet und dabei mit den Fondsanteilen verrechnet. Im Rahmen der FondsRV werden für den zugrundeliegenden Investmentfonds ebenfalls die fondsspezifischen Verwaltungskosten erhoben, der Ausgabeaufschlag dagegen nicht. Die für die Versicherung zusätzlich fälligen Abschluss- und Verwaltungskosten werden als Prozentsatz der Beitragssumme, also der Summe aller über die gesamte Laufzeit zu zahlenden Beiträge, erhoben. Dabei werden die Abschlusskosten auf die ersten 60 Monate und die Verwaltungskosten für die Versicherung über die gesamte Laufzeit verteilt. Im Rahmen der steuerlichen Situation nach dem 1.1.2009 findet je nach Anlageform das Halbeinkünfteverfahren, bzw. die Abgeltungssteuer Berücksichtigung. Dabei wird angenommen, dass kein Storno stattfindet und die FondsRV die für die Steuerbegünstigung notwendigen Kriterien erfüllt. Der Sparer-Pauschbetrag wird in der Analyse nicht berücksichtigt bzw. es wird angenommen, dass dieser bereits durch externe Zinserträge (Tagesgeldkonto, andere Investments) aufgezehrt wurde. Die Besteuerung der Erträge erfolgt unter Berücksichtigung des ebenfalls abzuführenden Solidaritätszuschlags, die Kirchensteuer bleibt jedoch unberücksichtigt. Weiter werden in der Simulation sonstige Zinserträge nicht berücksichtigt, lediglich der Performance-Index des DAX dient als Grundlage zur Wertermittlung des Investments.

Das aus diesen Überlegungen entstehende mathematische Modell für die Simulationen hat also die Form:

$$x_0 = 0, x_t = (1 - b) \cdot x_t \quad \text{für } t \bmod 12 \equiv 0$$

Rentenversicherung:

$$x_t = \begin{cases} x_{t-1} + \frac{B - \frac{G \cdot g}{60} - d \cdot \frac{G}{12}}{DAX(t)} & \text{für } t < 60 \\ x_{t-1} + \frac{B - d \cdot \frac{G}{12}}{DAX(t)} & \text{sonst} \end{cases}$$

Fondssparplan:

$$x_t = x_{t-1} + \frac{B \cdot (1 - a)}{DAX(t)}$$

In diesen Formeln werden folgende Bezeichnungen verwendet: x_t Anzahl Anteile am Aktienfonds zum Zeitpunkt t , B monatlicher Beitrag, G Gesamtbeitragssumme, g Abschlusskosten Rentenversicherung, d Verwaltungskosten Rentenversicherung, a Ausgabeaufschlag Fonds, b Verwaltungskosten Fonds. Der so entwickelte Algorithmus wurde anschließend in Stata implementiert und erlaubt so ein Maximum an Freiheitsgraden. Alle Simulationen basieren auf diesem Grundmodell und werden jeweils an die entsprechende Fragestellung angepasst. Die anhand der Simulation ermittelte Rendite wird dabei als interner Zinsfuß des Investments, d.h. mittels eines numerischen Verfahrens aus der folgenden Betrachtung, berechnet.

$$\text{Ablaufleistung} = \sum_{t=1}^T B(1+r)^t$$

Anschließend wird daraus die Jahresrendite ermittelt.

Um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen wird die Möglichkeit implementiert, die Simulation an verschiedenen Zeitpunkten beginnen zu lassen. Mit dieser Vorgehensweise ist es möglich, innerhalb des aufgrund der Annahmen vorgegebenen Rahmens unterschiedliche Wertentwicklungen darzustellen und somit die Unabhängigkeit der Ergebnisse vom gewählten Zeitpunkt zu betrachten.

4. Simulationsergebnisse

4.1 Vorgehensweise

Die anhand der zugrundeliegenden Annahmen ermittelten Ablaufrenditen werden im Folgenden für beide Produktalternativen präsentiert und gegenübergestellt. Aus Sicht des Anlegers ist neben den Renditeeinbußen aufgrund zu zahlender Kosten ebenfalls entscheidend, welche Steuerbelastung sich bei Auszahlung des Anlagebetrages ergibt und welche Netto-Ablaufrendite (Rendite nach Steuern) der Anleger letztendlich erhält. Aus diesem Grund liegt der Fokus der Simulationsrechnung in der Analyse der Ablaufleistungen bzw. Ablaufrenditen nach Steuer. Zunächst werden jedoch die Ablaufleistungen bzw. Ablaufrenditen vor Steuern

betrachtet, um die Effekte der jeweiligen Kosten auf die Ablaufrendite zu verdeutlichen. Wie bereits anhand der Kostenstrukturen dargestellt, werden innerhalb der FondsRV zwar zusätzlich versicherungstechnische Kosten erhoben (die sich somit negativ auf den Ertrag auswirken), allerdings entfällt für die FondsRV der Kostenfaktor Ausgabeaufschlag. Ohne weitere Analyse kann nicht ausreichend argumentiert werden, inwiefern die Kosten für eine FondsRV höher ausfallen als bei einem Fondssparplan. Mit Hilfe der Analyse von Ablaufrenditen vor Steuern ist es möglich, gezielt die Auswirkungen sowohl der Kosten insgesamt als auch der einzelnen Kostenkomponenten zu betrachten. Daran anschließend sind die für einen Anleger relevanten Ergebnisse nach Steuern beschrieben. Ein Vergleich der Ergebnisse vor und nach Steuern erlaubt es zusätzlich, die Wirkung des Steuereffekts auf die Ablaufrendite (ceteris paribus) zu quantifizieren.

Die nachfolgenden Ergebnisse beziehen sich auf einen beispielhaften Sparplan mit einer Laufzeit von 20 Jahren (mit Laufzeitbeginn im Januar 1990) und einer monatlichen Sparrate (bzw. Beitrag) in Höhe von 100 Euro.

4.2 Vergleich der Renditen vor Steuer

Die Ablaufrenditen vor Steuer sind in Tabelle 2 gegenübergestellt.

Tabelle 2: Ablaufrenditen vor Steuern unter Berücksichtigung der Kostenstrukturen niedrig, mittel, hoch*

Rendite vor Steuern		Aktienfonds		
		niedrig	mittel	hoch
Aktienfonds		4,08%	3,39%	2,70%
Fonds RV	niedrig	3,46%	2,87%	2,28%
	mittel	3,07%	2,49%	1,90%
	hoch	2,67%	2,09%	1,50%

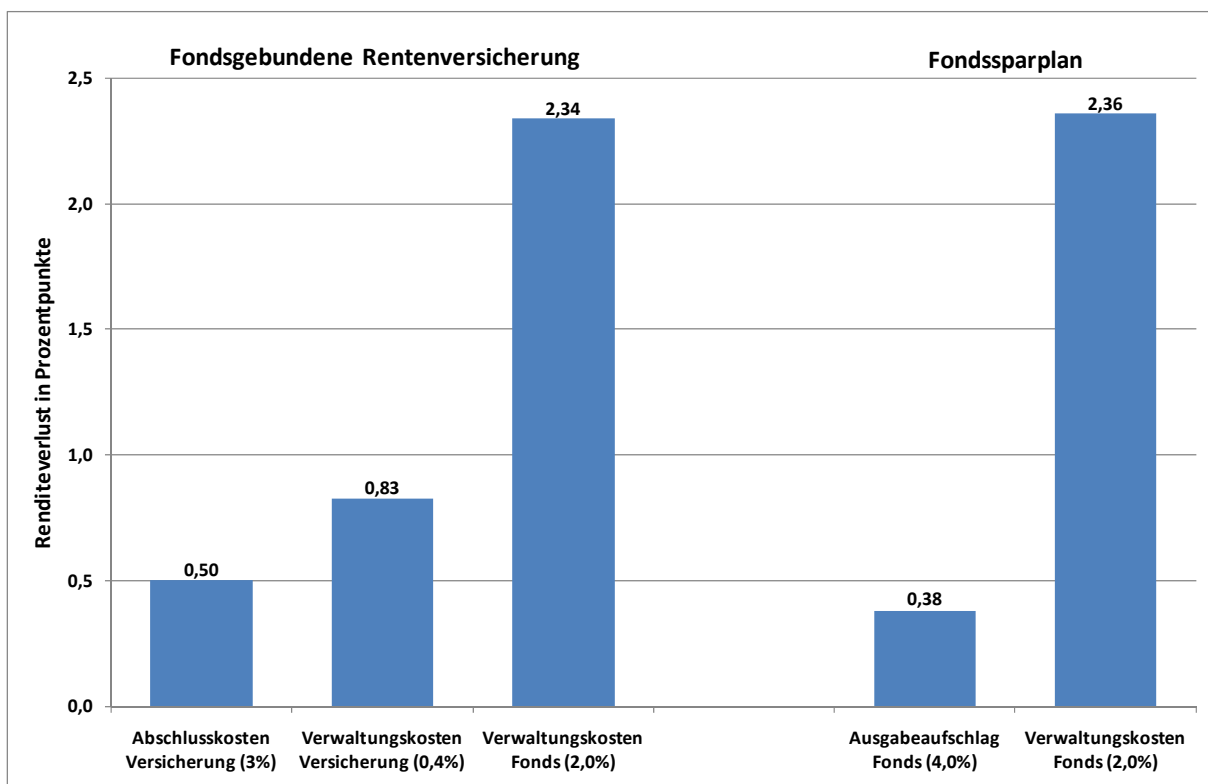
* Die Ablaufrendite vor Steuern und Kosten liegt bei 6,11%.

Bei der Ergebnisdarstellung ist zu beachten, dass die Verwaltungskosten des Fonds ebenfalls im Rahmen der FondsRV berechnet werden und somit die Kostenstruktur des Investmentfonds (niedrig, mittel, hoch) auch für die FondsRV berücksichtigt werden muss. Unter Be-

rücksichtigung der unterschiedlichen Kostenstrukturen ergeben sich somit neun verschiedene Konstellationen für die Berechnung der Ablaufrenditen der FondsRV.³

Anhand der Ergebnisse zeigt sich, dass die Rendite des Fondssparplans generell höher ausfällt als die Rendite der FondsRV. Selbst unter der Annahme hoher fondsspezifischer Kosten und geringer Abschluss- und Verwaltungskosten für die Versicherung fällt das Ergebnis mit 2,7% zugunsten des Fondssparplans aus (die FondsRV erreicht in diesem Fall 2,28%). Dieses Ergebnis verdeutlicht, dass bei der FondsRV insgesamt höhere Kosten entstehen und diese somit in stärkerem Ausmaß die Ablaufrendite negativ beeinflussen. Für einen detaillierteren Vergleich, wie stark die einzelnen Kostenfaktoren auf die Ablaufrendite wirken, wurde für eine mittlere Kostenstruktur der Renditeeffekt aller Kostenfaktoren ermittelt und in Abbildung 2 gegenüber gestellt:

Abbildung 2: Auswirkung der Kostenfaktoren auf die Ablaufrendite



Bei Betrachtung der einzelnen Kosteneffekte wird zunächst ersichtlich, dass für beide Anlagekategorien die größten Renditeeinbußen aus den Verwaltungskosten des zugrundeliegenden Investmentfonds resultieren. Ein Vergleich der übrigen Kostenfaktoren zeigt, dass die

³ Bspw. können für eine FondsRV mit niedrigen versicherungsspezifischen Kosten die fondsspezifischen Kosten niedrig, mittel oder hoch sein.

negativen Renditeeffekte sowohl der Abschluss- als auch der Verwaltungskosten für die Versicherung höher sind als der negative Renditeeffekt des Ausgabeaufschlags. Dabei ist anzumerken, dass die Auswirkungen der Kosten auf die Ablaufrendite sowohl von der Höhe der Kosten abhängen als auch vom Zeitpunkt der Kostenerhebung.

Diese Gegenüberstellung verdeutlicht, dass zwar innerhalb der FondsRV kein Ausgabeaufschlag für den zugrundeliegenden Investmentfonds erhoben wird, die versicherungsspezifischen Kosten diese Einsparung jedoch deutlich überkompensieren. Eine allgemeine Aussage der Kosteneffekte ist natürlich von weiteren hier nicht berücksichtigten Kostenkomponenten in den betrachteten Anlagekategorien abhängig, allerdings kann grundlegend festgestellt werden, dass eine FondsRV unter den betrachteten Voraussetzungen einen deutlichen Kostennachteil gegenüber Investmentfonds aufweist, so wie es auch von vielen Anlageexperten argumentiert wird (z.B. Reiche 2007 und Hussla 2007).

4.3 Vergleich der Renditen nach Steuer

Nachdem in der Analyse vor Steuern ein eindeutiger Kostennachteil der FondsRV aufgezeigt wurde, sollen im Folgenden die Ablaufrenditen nach Steuern betrachtet werden. Der in Abbildung 1⁴ dargestellte Verlauf der Grenzsteuerbeträge verdeutlicht einen Steuervorteil der FondsRV (*ceteris paribus*) gegenüber einem Fondssparplan, sofern die Voraussetzungen für das Halbeinkünfteverfahren erfüllt sind. Selbst bei Erreichen des Spitzensteuersatzes in Höhe von 42% ist der abzuführende Steuerbetrag der Abgeltungssteuer höher als im Halbeinkünfteverfahren. Den betragsmäßig höchsten Steuervorteil würde die FondsRV bei einem Steuersatz von 25% erreichen. Für Steuersätze über 25% würde dies einen höheren Steuerbetrag für die Erträge aus der FondsRV bedeuten, der Steuerbetrag für die Erträge aus dem Fondssparplan würde hingegen (aufgrund der dann greifenden pauschalen Abgeltungssteuer) konstant bleiben. Somit würde der Steuervorteil für die FondsRV mit steigendem Steuersatz (bzw. Einkommen) geringer, jedoch immer zugunsten der FondsRV ausfallen. Aus diesem Grund stellt sich in der Analyse der Ablaufrenditen nach Steuer die Frage, ob und inwiefern der aufgrund der steuerlichen Begünstigung einer FondsRV vorhandene Steuervorteil den Kostennachteil kompensieren kann. In Tabelle 3 sind Nachsteuerrenditen für einen zugrundeliegenden Steuersatz von 25% zzgl. Solidaritätszuschlag gegenübergestellt. Die Erträge aus dem Fondssparplan werden dabei mit dem Pauschalsteuersatz in Höhe von 25%

⁴ Vgl. Abschnitt „Kostenstruktur und aktuelle Besteuerung“.

zzgl. Solidaritätszuschlag besteuert und die Erträge der FondsRV anhand des Halbeinkünfteverfahrens. Wie bereits zuvor beschrieben, ergibt sich bei einem Steuersatz von 25% der größtmögliche Steuervorteil für die FondsRV im Vergleich zum Fondssparplan. Alle zugrundeliegenden Einkommenssteuersätze über 25% vergrößern (ceteris paribus) den im Rahmen der FondsRV abzuführenden Steuerbetrag, wohingegen sich der Steuerbetrag des Investmentfonds aufgrund der pauschalen Abgeltungssteuer nicht verändert. Die Ergebnisse der Renditeberechnung nach Steuern sind in Tabelle 3 dargestellt.

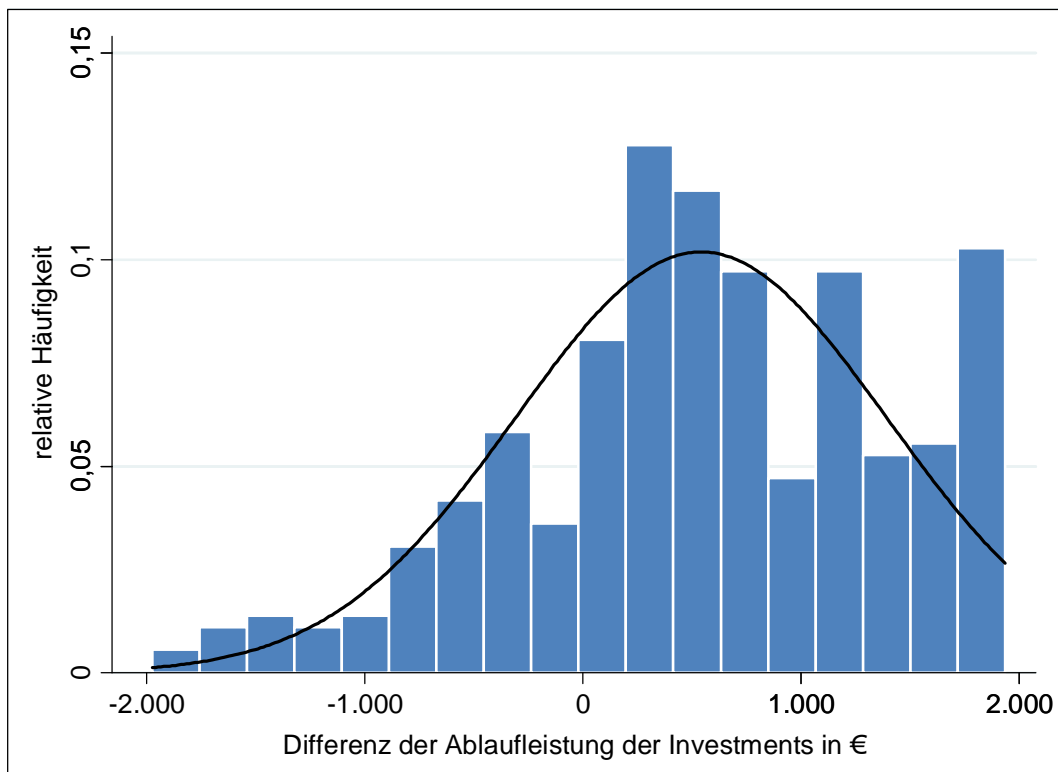
Tabelle 3: Ablaufrendite nach Steuern unter Berücksichtigung der Kostenstrukturen niedrig, mittel, hoch (persönlicher Steuersatz = 25% zzgl. Soli)

Rendite nach Steuern		Aktienfonds		
		niedrig	mittel	hoch
Aktienfonds		3,19%	2,62%	2,07%
Fonds RV	niedrig	3,08%	2,54%	2,01%
	mittel	2,73%	2,20%	1,67%
	hoch	2,37%	1,84%	1,32%

Anhand der Tabelle ist erkennbar, dass sich die Nachsteuerrenditen (im Vergleich zu den Ergebnissen der Rendite vor Steuern, vgl. Tabelle 2) zwar angleichen, allerdings sind die Ablaufrenditen des Fondssparplans für den betrachteten Steuersatz von 25% zzgl. Solidaritätszuschlag weiterhin höher als die Renditen der FondsRV. Demzufolge konnte in dem betrachteten Beispiel der Steuervorteil den Kostennachteil nicht vollständig kompensieren.

Eine nicht zu vernachlässigende Wirkung auf die Ablaufrenditen beider Anlageprodukte ergibt sich durch die Wertentwicklung des zugrundeliegenden Investmentfonds. Um mit den historischen Daten des DAX eine unterschiedliche Wertentwicklung konstruieren zu können, wurde für einen Anlagezeitraum von 20 Jahren der Vertragsbeginn variiert. Mit diesem Vorgehen kann überprüft werden, inwieweit die Ergebnisse zumindest in dem von uns betrachteten Rahmen verallgemeinert werden können. Um eine angemessen große Stichprobe für diese Betrachtung zu erhalten, wurden insgesamt 360 jeweils einen Monat auseinander liegende Startpunkte betrachtet und die Differenz der Ablaufleistungen ermittelt. Die folgende Grafik zeigt die entstehende Verteilung der Differenzen, positive Werte stehen dabei für eine höhere Ablaufleistung des Fondssparplans.

Abbildung 3: Verteilung der Differenz der Ablaufleistungen



Der Schwerpunkt der Verteilung in Abbildung 3 liegt eindeutig im positiven Bereich, die zuvor getroffenen Aussagen behalten also durchaus ihre Gültigkeit. Allerdings ist ebenfalls ersichtlich, dass in einigen Fällen die FondsRV höhere Ablaufleistungen erwirtschaftet (negative Werte). Ein Vergleich dieser Fälle mit dem Aktienkurs am Tag der Auszahlung verdeutlicht, dass die FondsRV besser abschneidet, wenn sich der Kurs in der Nähe eines lokalen Maximums befindet. Dieses Ergebnis ergibt sich aus dem Steuervorteil der FondsRV. Ab einer gewissen Wertsteigerung überkompensiert der Steuervorteil der FondsRV den Kostennachteil. Dies bedeutet allgemein, je höher der Wert des zugrundeliegenden Investments am Laufzeitende, desto besser ist das Anlageergebnis der FondsRV relativ zum Fondssparplan. In der Gesamtbetrachtung der Ablaufrenditen nach Steuern kann somit festgehalten werden, dass allgemein keine eindeutige Aussage möglich ist, ob und inwieweit der Steuervorteil der FondsRV den Kostennachteil kompensieren kann.

4.4 Anpassungen der Portfoliostruktur

Anhand des dargestellten Beispiels hat der Steuervorteil für die FondsRV nicht ausgereicht, den Kostennachteil zu kompensieren und somit eine bessere Nachsteuerrendite zu erzielen.

Allerdings entstehen für die FondsRV weitere Vorteile, sowohl auf der Kosten- als auch der Steuerseite, sofern während der Laufzeit simultane Umschichtungen innerhalb der beiden betrachteten Anlagestrategien durchgeführt werden. Auf der Kostenseite wird bspw. im Rahmen des Fondssparplans bei jeder Umschichtung in einen anderen Investmentfonds der volle Ausgabeaufschlag für den neuen Investmentfonds erhoben, bei der FondsRV existiert meist ein Kontingent an kostenlosen Umschichtungen. Der zweite Vorteil im Rahmen der steuerlichen Betrachtung entsteht dadurch, dass eine Umschichtung einen Verkauf bisheriger und Kauf neuer Fondsanteile bedeutet. Für den Verkauf im Rahmen der Direktanlage müssen die bis zum Verkauf erzielten Erträge mit dem persönlichen Einkommensteuersatz bzw. der Abgeltungssteuer (vgl. § 32d EStG) besteuert werden. Umschichtungen innerhalb der FondsRV (sog. Switchen oder Shiften) sind hingegen steuerfrei, da es sich dabei nicht um einen Zufluss im Sinne des § 20 Abs. 1 Nr. 6 EStG handelt (vgl. BMF-Schreiben vom 1.10.2009 – IV C 1 – S 2252/07/0001, Rn. 33). Sollte demnach ein Anleger während der Gesamtlaufzeit Umschichtungen in Erwägung ziehen, würden weitere Vorteile für die FondsRV entstehen. Dieses Verhalten ist durchaus als realistisch einzuschätzen, bspw. existieren Sparschemata, in denen der Anteil von Aktienfonds am Gesamtanlagewert im Laufe der Zeit reduziert und demzufolge der Anlagebetrag nach und nach in sicherheitsorientiertere Investmentfonds umgeschichtet wird.

Die Auswirkungen dieser Umstrukturierung des Portfolios soll an einem einfachen Beispiel demonstriert werden. Dazu wird ein Entscheider simuliert, der zufällig den gesamten aktuellen Anlagewert zwischen einem Aktien- und einem Rentenfonds umschichtet. Dabei wird eine Umschichtungswahrscheinlichkeit von 5% angenommen und so eine Entscheidungszeitreihe generiert, die die Zeitpunkte der Umschichtungen liefert. Anschließend wird die Berechnung unter Beachtung anfallender Steuern und Kosten zu Umschichtungszeitpunkten durchgeführt und am Ende die Ablaufsummen ausgegeben.

Um einen Eindruck zu bekommen, inwieweit sich sogar völlig zufällige Umschichtungen auf die Ablaufleistung auswirken, wurden 1000 Wiederholungen mit der Umschichtungswahrscheinlichkeit von 5% durchgeführt und die Fälle gezählt, in denen:

- die FondsRV besser abschneidet als der Fondssparplan
- der Fondssparplan besser abschneidet als das Maximum aus FondsRV und Fondssparplan ohne Umschichtung

- die FondsRV besser abschneidet als das Maximum aus Fondssparplan und FondsRV ohne Umschichtung

Es ergeben sich dabei folgende Ergebnisse: Die FondsRV schneidet in 997 von 1000 Fällen von willkürlicher Umschichtung besser ab als ein Fondssparplan mit analoger Umschichtung. Von den 1000 Simulationen schneidet die FondsRV in 576 Fällen besser ab als das Maximum aus Rentenversicherung und Fondssparplan ohne Umschichtung. Anhand dieser Ergebnisse wird deutlich, welchen Mehrwert Umschichtungen bei einem FondsRV-Investment generieren. Im Vergleich zu randomisierten Umschichtungen, die bereits die Ablaufleistung der FondsRV absolut und auch relativ zum Fondssparplan verbessern, sollten systematische Entscheidungsregeln diesen erhöhten Steuervorteil noch weiter ausnutzen können und in Fällen aktiver Umschichtungsstrategien die Entscheidung zugunsten der FondsRV beeinflussen.

5. Zusammenfassung und Ausblick

Ein Vergleich der Renditen einer FondsRV mit einem Fondssparplan hat unter den beschriebenen Annahmen sowie der Berücksichtigung der historischen Entwicklung der Kapitalmärkte gezeigt, dass die FondsRV durch einen Kostennachteil (*ceteris paribus*) zu einer niedrigeren Rendite führt. Dieses Ergebnis unterstützt die Behauptung vieler Anlageexperten, dass eine FondsRV (im Vergleich zu Investmentfonds) aufgrund der Kostenstruktur eine geringere Ablaufrendite erwirtschaftet. Allerdings sollte erwähnt werden, dass nicht die versicherungsspezifischen Kosten den größten Kostentreiber darstellen, sondern die Verwaltungskosten für den Investmentfonds, die jedoch in beiden Anlagevarianten erhoben werden. Der seit dem 1.1.2009 unter bestimmten Voraussetzungen existierende Steuervorteil für eine FondsRV konnte den Kostennachteil zwar teilweise kompensieren, allerdings kann keine abschließende Aussage getroffen werden, welche Anlagevariante aus Sicht der Rendite bevorzugt werden sollte. Damit kann allerdings auch kein eindeutiger Nachteil der FondsRV festgehalten werden. Ganz im Gegenteil kann eine FondsRV gegenüber einem Fondssparplan mit gleicher Anlagestruktur insgesamt zu einem deutlichen Renditevorteil führen, wenn während der Gesamtlaufzeit Umschichtungen in Erwägung gezogen werden. Wie in den Ergebnissen gezeigt, führt selbst eine Implementierung zufälliger Umschichten zu dem Ergebnis, dass die FondsRV in fast allen Simulationen besser abschneidet als der Fondssparplan.

Gegenstand zukünftiger Forschung wird die quantitative Analyse von Umschichtungsstrategien sein, um insbesondere mit klaren Anlagestrategien (z.B. altersabhängige Aufteilung der Assetklassen) die Auswirkungen auf die Ablaufrendite zu ermitteln und gegebenenfalls effiziente Anlagestrategien darzustellen. Darüber hinaus sollte ebenfalls Gegenstand zukünftiger Forschung sein, statt einer Betrachtung von Wertentwicklungen anhand historischer Daten, die zugrundeliegenden Assets mittels eines stochastischen Prozesses zu simulieren, um so die Möglichkeit genereller Aussagen über mögliche Kosten- und Steuereffekte zu verbessern und deren Robustheit zu überprüfen.

Literaturverzeichnis

- Albrecht, P.: Versicherungsprodukte ungeeignet für die Altersvorsorge? Versicherungswirtschaft 16 (64), 1242-246 (2009)
- Albrecht, P.: Versicherungsprodukte ungeeignet für die Altersvorsorge? Versicherungswirtschaft 17 (64), 1322-1326 (2009)
- Albrecht, P., Maurer, R.: Zum systematischen Vergleich von Rentenversicherung und Fondsentnahmeplänen unter dem Aspekt des Kapitalverzehrrisikos. Der Aktuar 4/2000, 110-117 (2000)
- Albrecht, P., Maurer, R.: Zum systematischen Vergleich von Rentenversicherung und Fondsentnahmeplänen unter dem Aspekt des Kapitalverzehrrisikos. Der Aktuar 1/2001, 2-5 (2001)
- Börsch-Supan, A., Bucher-Koenen T., Reil-Held A., Wilke C.: Zum künftigen Stellenwert der ersten Säule im Gesamtsystem der Alterssicherung. MEA Discussion Paper 158-2008. Mannheimer Forschungsinstitut Ökonomie und Demographischer Wandel (MEA) (2008)
- Brömmelmeyer, C., in Beckmann, R. M., Matusche-Beckmann, A. (Hrsg.): Versicherungsrechts-Handbuch. 2. Auflage, München (2009)
- Deutsche Bundesbank: Ergebnisse der gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsrechnung für Deutschland 1991 bis 2009 (2010a)
- Deutsche Bundesbank: Zeitreihe WU3141: DAX Performanceindex / Basis: Ultimo 1987 = 1000 / Monatsendstand. http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php?lang=de&open=&func=row&tr=WU3141 (2010b). (Stand: 09.07.2010)
- FWW Research Services (RS): FWW® Fonds-Factbook 2007/2008 Investmentfonds in Deutschland. http://www.fww.de/downloads/fonds-factbook_2007_2008/ (2008). (Stand: 09.07.2010)
- Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft (GDV) e.V.: Statistisches Taschenbuch der Versicherungswirtschaft 2009 (2009)
- Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft (GDV) e.V.: Allgemeine Bedingungen für die Fondsgebundene Rentenversicherung. <http://www.gdv.de/Publikationen/versicherungsbedingungen/Lebensversicherung/Rentenversicherungen/avbinhalt21184.html> (2010). (Stand: 09.07. 2010)

- Gründl, H., Stehle R., Waldow T.: Zur Vorteilhaftigkeit von Kapitallebensversicherungen gegenüber alternativen Anlageformen – Eine Analyse aus Anlegersicht. Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung 55, 549-577 (2003)
- Hussla, G.: Fondsgebunden lohnt nicht. Handelsblatt online vom 13.03.2007. <http://www.handelsblatt.com/meinung/kolumne-zinseszins/fondsgebunden-lohnt-nicht;1239487> (2007). (Stand 09.07.2010)
- Kling, A., Ruß J., Seyboth, A.: Fondspolice oder Fondssparplan - Erste Antworten auf eine schwierige Frage. Performance 9/2005, 32-34 (2005)
- Krause, D., in Looschelders, D., Pohlmann, P. (Hrsg.): VVG-Kommentar. Köln (2010)
- Müller, W., Wenzl, U.: Versicherungen schlagen Fonds. Focus online vom 20.06.2007. http://www.focus.de/finanzen/altersvorsorge/tid-6623/vermoegensaufbau_aid_63856.html (2007). (Stand 08.07.2010)
- Ortmann, M, in Schwintowski, H.-P., Brömmelmeyer, C. (Hrsg.): Praxiskommentar zum Versicherungsvertragsrecht. Münster (2008)
- Reiche, L.: Fondssparplan schlägt Fondspolice. Manager Magazin vom 25.10.2007. <http://www.manager-magazin.de/finanzen/geldanlage/0,2828,513155,00.html> (2007). (Stand 09.07.2010)
- Schwintowski, H.-P.: Alternative Finanzierungsmöglichkeiten der Abschlusskosten in der Lebensversicherung. Zeitschrift für Versicherungswesen 2005, 783-790 (2005)
- Thieltges, H.: Police kann mit dem Sparplan mithalten. Welt Online vom 06.05.2007 http://www.welt.de/wams_print/article854006/Police_kann_mit_dem_Sparplan_mithalten.html (2007). (Stand: 09.07.2010)
- TNS Infratest: Frühjahrsumfrage der privaten Bausparkassen. http://bausparkassen.de/uploads/media/Mail_PM_04_2010_Sparklima.pdf (2010). (Stand: 09.07.2010)
- Treiber, A., in Heuermann, B. (Hrsg.): Blümich – EStg, KStG, GewStG. München (2010)
- Westerheide, P.: Kosten der privaten Altersvorsorge - Private Rentenversicherungen und Fondssparpläne im Vergleich. ZEW Discussion Paper No. 01-02. Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim (2001)