

Allokations- und Selektionswirkungen im deutschen Krankenversicherungssystem

Reformen der Beihilfe aus finanzwissenschaftlicher
und gesundheitsökonomischer Sicht

Dissertation
zur Erlangung der Doktorwürde der Wirtschaftswissenschaften
(Doctor rerum politicarum - Dr. rer. pol.)

an der WHU – Otto Beisheim School of Management

vorgelegt von
M.Sc. Christian Bühler
aus Freiburg im Breisgau

8. Januar 2019

Erstbetreuer: *Prof. Dr. Christian Hagist*

Zweitbetreuer: *Prof. Dr. Ralf Fendel*

Gewidmet den Erdbeeren auf Niederwerth

Danksagung

Den größten Beitrag zu diesem Werk haben ohne jeden Zweifel meine Eltern. Danke für 30 Jahre Hingabe. Ohne euch, wäre ich nichts. Meiner wundervollen Partnerin, der unsere lange räumliche Trennung viel abverlangt hat und die dennoch immer für mich da war und ist, will ich versuchen dieses Geschenk zurück zu geben. Auch meine Geschwister haben ihren Teil beigetragen, denn sie haben unser Zuhause erst zu unserem Heim gemacht. Es heißt Familie kann man sich nicht aussuchen, ich würde auch keine andere wählen.

Neben meiner Familie gilt mein erster Dank Darth Vader. Nicht (nur) der Filmfigur, sondern insbesondere seinem Pendant an der WHU, meinem Doktorvater Christian Hagist. Uns verbindet ein langer gemeinsamer Weg, der uns aus dem schönen Breisgau an den nicht minder schönen Rhein geführt hat. Tausend Dank für dein Vertrauen, deine Freundschaft und deine unschätzbare Hilfe auf dem Weg zur Doktorwürde. Es wäre nicht dasselbe gewesen ohne dich. Eine besondere Rolle hat auch Stefan Fetzner gespielt, ohne den diese Dissertation, wenn überhaupt, nicht annähernd ihr jetziges Niveau aufweisen würde. Danke für deinen Rat, das ständige Hinterfragen und den gesunden Pragmatismus.

Ich hatte das Glück an der WHU eine großartige Gemeinschaft vorzufinden. Der Economics Group, die sich an einer Business School gegen alle studentischen Bedenken durchsetzt möchte ich sagen: Danke liebe Freunde, ihr seid die einzig wahren Ökonomen! Nicht vergessen werden soll an dieser Stelle auch Econometrics Man. Seine abschnittsweise definierten Funktionen winden sich durch alle Winkel und lassen jeden Bösewicht verzweifeln. Homer Simpson hat sich leider in den letzten Jahren verändert, und das nicht zum Guten, ihm gebührt dennoch Anerkennung. Die Promotion hat mich vieles gelehrt, vor allem aber....

„...et kütt wie et kütt und et hätt noch immer jot jejang!“

Inhaltsverzeichnis

| | |
|---|------------|
| INHALTSVERZEICHNIS | I |
| ABBILDUNGSVERZEICHNIS | III |
| TABELLENVERZEICHNIS | IV |
| 1 VORWORT | 1 |
| 2 CUI BONO? – DIE BÜRGERVERSICHERUNG UND DIE BEIHILFE | 3 |
| 2.1 BEAMTE IN EINER BÜRGERVERSICHERUNG | 4 |
| 2.2 MIKROSIMULATIONSMODELL EINER BÜRGERVERSICHERUNG..... | 5 |
| 2.2.1 Die Zahlungsdifferenz – PKV-Prämie vs. GKV-Beitrag..... | 5 |
| 2.2.2 Die Leistungsdifferenz – Simulation der Krankenversicherungs-Leistungsprofile | 8 |
| 2.3 KURZFRISTIGE EFFEKTE EINER BÜRGERVERSICHERUNG AUF BEIHILFEBERECHTIGTE HAUSHALTE | 10 |
| 2.4 LANGFRISTIGE EFFEKTE EINER BÜRGERVERSICHERUNG AUF BEIHILFEBERECHTIGTE HAUSHALTE | 11 |
| 2.5 BÜRGERVERSICHERUNG LOHNT SICH (WAHRSCHEINLICH) NICHT | 16 |
| 2.6 ANHANG | 20 |
| 2.6.1 Simulation der GKV-Leistungsprofile..... | 20 |
| 2.6.2 GKV-Beitragssatzprognose in einer Bürgerversicherung..... | 21 |
| 2.6.3 Formale Berechnung der Annuitäten der Zahlungs- und Leistungsdifferenz..... | 22 |
| 2.6.4 Sensitivitätsanalysen und Modellspezifikationen | 23 |
| 3 DAS HAMBURGER BEIHILFEMODELL - EIN VERGLEICH DER INTERNEN RENDITEN VON GKV UND PKV | 24 |
| 3.1 EINLEITUNG | 25 |
| 3.2 METHODIK UND DATEN..... | 26 |
| 3.2.1 Berechnung interner Renditen in den Systemen „PKV/Beihilfe“ und „GKV mit Arbeitgeberzuschuss“ | 26 |
| 3.2.2 Unterschiedliche Zahlungsströme in beiden Systemen | 29 |
| 3.2.3 Daten und Annahmen..... | 31 |
| 3.3 ERGEBNISSE..... | 33 |
| 3.3.1 Interne Renditen in PKV und GKV | 33 |
| 3.3.2 Sensitivitätsanalyse | 36 |
| 3.3.2.1 Modifikation der unterstellten Parameter für Zins und Wachstum | 36 |
| 3.3.2.2 Modifikation der Charakteristika Einkommen, Familienverhältnisse und Morbidität | 38 |
| 3.4 HANDLUNGSIMPLIKATIONEN UND DISKUSSION..... | 40 |
| 3.5 ANHANG | 43 |
| 4 ADVERSE SELEKTION IM DEUTSCHEN KRANKENVERSICHERUNGSSYSTEM – BEAMTE IM FOKUS | 45 |
| 4.1 EINLEITUNG | 46 |
| 4.2 METHODIK DES MIKROSIMULATIONSMODELLS..... | 49 |

| | | |
|----------|---|-----------|
| 4.3 | ERGEBNISSE UND ANALYSE | 53 |
| 4.3.1 | Der Einfluss der individuellen Risikofaktoren des Beamten und seiner familiären Situation | 53 |
| 4.3.2 | Differenzierung der Effekte anhand eines logistischen Modells | 55 |
| 4.4 | FAZIT UND DISKUSSION | 57 |
| 4.5 | ANHANG | 60 |
| 5 | SCHLUSSBEMERKUNGEN | 61 |
| 6 | LITERATURVERZEICHNIS | V |

Abbildungsverzeichnis

| | |
|---|----|
| ABBILDUNG 1: VERTEILUNGSWIRKUNGEN PKV/BEIHILFE IM STATUS QUO VS. SZENARIO BÜRGERVERSICHERUNG FÜR HAUSHALTE MIT MÄNNLICHEM HAUSHALTSVORSTAND IM EINFÜHRUNGSJAHR 2013 | 10 |
| ABBILDUNG 2: AUFTeilUNG DER LEISTUNGSDIFFERENZ NACH HAUSHALTSMITGLIED FÜR HAUSHALTE MIT MÄNNLICHEM HAUSHALTSVORSTAND IM EINFÜHRUNGSJAHR 2013 | 11 |
| ABBILDUNG 3: QUANTIFIZIERUNG DER ANNUITÄTEN DER ZAHLUNGS- UND LEISTUNGSDIFFERENZ AM BEISPIEL EINES HAUSHALTS MIT EINEM MÄNNLICHEN, 40-JÄHRIGEN HAUSHALTSVORSTAND | 14 |
| ABBILDUNG 4: QUANTIFIZIERUNG DER ANNUITÄTEN DER ZAHLUNGS- UND LEISTUNGSDIFFERENZ FÜR HAUSHALTE MIT MÄNNLICHEM HAUSHALTSVORSTAND | 15 |
| ABBILDUNG 5: QUANTIFIZIERUNG DER ANNUITÄTEN DER ZAHLUNGS- UND LEISTUNGSDIFFERENZ FÜR HAUSHALTE MIT WEIBLICHEM HAUSHALTSVORSTAND | 16 |
| ABBILDUNG 6: SIMULIERTE GKV-LEISTUNGEN VON BEIHILFEBERECHTIGTEN VS. GKV-DURCHSCHNITT IM EINFÜHRUNGSJAHR 2013 20 | |
| ABBILDUNG 7: AUSWIRKUNGEN AUSGEWÄHLTER MODELLSPEZIFIKATIONEN AM BEISPIEL EINES HAUSHALTS MIT EINEM MÄNNLICHEN, 40-JÄHRIGEN HAUSHALTSVORSTAND | 23 |
| ABBILDUNG 8: LEISTUNGEN FÜR BEIHILFEBERECHTIGTE IN PKV/BEIHILFE UND GKV | 32 |
| ABBILDUNG 9: RENDITEMARKUP GESAMTEFFEKT | 34 |
| ABBILDUNG 10: RENDITEMARKUP AUSGEWÄHLTER HAUSHALTE NACH ZAHLUNGS- UND LEISTUNGSDIFFERENZ AUFGESCHLÜSSELT ... | 35 |
| ABBILDUNG 11: KOMBINATIONEN DER DIMENSIONEN EINKOMMEN, FAMILIENVERHÄLTNISSE UND MORBIDITÄT FÜR WELCHE GILT RENDITEMARKUP = 0, HAUSHALTE MIT EINEM MÄNNLICHEN HAUSHALTSVORSTAND VON 25 JAHREN | 39 |
| ABBILDUNG 12: KOMBINATIONEN DER DIMENSIONEN EINKOMMEN, FAMILIENVERHÄLTNISSE UND MORBIDITÄT FÜR WELCHE GILT RENDITEMARKUP = 0, HAUSHALTE MIT EINEM WEIBLICHEN HAUSHALTSVORSTAND VON 25 JAHREN | 40 |
| ABBILDUNG 13: INTEGRIERTE RISIKOFAKTOREN IN DER LEBENSZYKLUS-SIMULATION EINES HAUSHALTS IM MIKROSIMULATIONSMODELL | 51 |
| ABBILDUNG 14: HISTOGRAMM DER DIFFERENZ ZWISCHEN NBW GKV UND NBW PKV IM BASISSENARIO | 53 |
| ABBILDUNG 15: ANTEIL DER IN DER GKV MONETÄR BESSER GESTELLTEN HAUSHALTE NACH EINKOMMEN UND MORBIDITÄT DES BEAMTEN SOWIE PKV-LEISTUNGSNIVEAU | 54 |
| ABBILDUNG 16: ANTEIL DER IN DER GKV MONETÄR BESSER GESTELLTEN HAUSHALTE NACH FAMILIENSTATUS DES BEAMTEN SOWIE PKV-LEISTUNGSNIVEAU | 55 |

Tabellenverzeichnis

| | |
|--|----|
| TABELLE 1: HAUSHALTSSTRUKTUREN DER BEIHILFEBERECHTIGTEN HAUSHALTE | 6 |
| TABELLE 2: PKV-PRÄMIEN VS. GKV-BEITRÄGE EINER BÜRGERVERSICHERUNG IM EINFÜHRUNGSJAHR 2013 | 7 |
| TABELLE 3: PKV/BEIHILFELEISTUNG IM STATUS QUO VS. SIMULIERTE GKV-LEISTUNG IM SZENARIO BÜRGERVERSICHERUNG FÜR BEIHILFEBERECHTIGTE HAUSHALTE IM EINFÜHRUNGSJAHR 2013 | 9 |
| TABELLE 4: GESCHÄTZTE PREIS- UND MGENEFFEKTE NACH RSA-HAUPTLEISTUNGSBEREICH..... | 13 |
| TABELLE 5: GKV-BEITRAGSSATZ 2013, 2020 UND 2040 – BÜRGERVERSICHERUNG VS. STATUS QUO | 21 |
| TABELLE 6: ANNUITÄTEN (GESAMTEFFEKT) BEI VARIATION DER DISKONTRATE UM $\pm 0,5$ PROZENTPUNKTE | 23 |
| TABELLE 7: MODELLE ZUR BERECHNUNG DER INTERNEN RENDITEN UND ZU GRUNDE LIEGENDE ANNAHMEN | 30 |
| TABELLE 8: BARWERTE DES SALDOS AUS GKV-LEISTUNGEN UND ARBEITNEHMERBEITRÄGEN IM BASISJAHR 2013 FÜR AUSGEWÄHLTE HAUSHALTE („FAIRER PREIS“)..... | 33 |
| TABELLE 9: RENDITEMARKUP IN PKV/BEIHILFE (GESAMTEFFEKT) BEI VARIATION DER DISKONTRATE UND DER RATE DES MEDIZINISCH- TECHNISCHEN FORTSCHRITTS UM $\pm 0,5$ PROZENTPUNKTE..... | 37 |
| TABELLE 10: BESTANDTEILE DER LEISTUNGSDIFFERENZ NACH HAUPTLEISTUNGSBEREICH | 43 |
| TABELLE 11: DATENQUELLEN, ANNAHMEN UND MODELLIERUNG | 44 |
| TABELLE 12: ÜBERBLICK DER ZAHLUNGEN UND LEISTUNGEN FÜR BEAMTE UND IHRE ANGEHÖRIGEN IN GKV UND PKV | 50 |
| TABELLE 13: ERGEBNISSE DER LOGISTISCHEN REGRESSION NACH PKV-LEISTUNGSNIVEAU | 56 |

1 Vorwort

In der öffentlichen Debatte und dem politischen Umfeld ist zu beobachten, dass Prognosen anerkannter Ökonomen und Institutionen aufgrund ihrer weit in der Zukunft liegenden Grundlage teilweise als spekulativ, unseriös oder Ähnliches abgetan und in ihrer Relevanz in Frage gestellt werden. Dabei besteht kein Zweifel daran, dass langfristige Analysen durch dynamische Entwicklungen, die zum Zeitpunkt ihrer Entstehung noch nicht bekannt waren, aller Voraussicht nach nicht zutreffen werden. Darin besteht jedoch auch nicht das Ziel dieser Modelle, die weniger als eine konkrete Vorhersage der Zukunft, als vielmehr eine Sammlung der bestmöglichen, zum jeweiligen Zeitpunkt verfügbaren, Informationen verstanden werden sollten. Die Idee ist die Entwicklung einer Grundlage, anhand derer Entscheidungen über die Gestaltung zukünftiger Maßnahmen getroffen werden können. Gerade die Prognose oder Projektion kann somit der Stein des Anstoßes sein, um die skizzierte Zukunft zu verändern.

Die vorliegende Arbeit folgt diesem Gedanken und bedient sich verschiedenster Modelle, um zukünftige Entwicklungen abzubilden und auf diesem Weg einen Beitrag dazu zu leisten, ein besseres Verständnis der Effekte von Reformen im deutschen Krankenversicherungssystem zu entwickeln. Der erste Aufsatz, *„Cui bono? – Die Bürgerversicherung und die Beihilfe“*, widmet sich im Zuge dessen einem Gedankenexperiment. In den letzten Jahren wurden im Rahmen der gesundheitspolitischen Debatte immer wieder Modelle eines einheitlichen Krankenversicherungssystems diskutiert. Leitgedanke dieser, unter dem Begriff „Bürgerversicherung“ fungierenden Reformszenarien, ist die Auflösung der Dualität aus Gesetzlicher und Privater Krankenversicherung (GKV und PKV) im deutschen Krankenversicherungssystem. Über die Auswirkungen einer derartigen Entwicklung auf verschiedenste Akteure, etwa die finanziellen Folgen für die GKV, liegen dank zahlreicher wissenschaftlicher Arbeiten bereits weitreichende Informationen vor. Eine detaillierte Analyse der Konsequenzen einer verpflichtenden Absicherung im System der GKV auf Ebene von Beamten und ihren Angehörigen, welche etwa die Hälfte aller privat Versicherten ausmachen, fehlt jedoch bislang. Das Ziel der Arbeit ist daher diese Lücke zu schließen und neue Informationen, gerade auch in Hinblick auf politökonomische Aspekte, zur Debatte um die zukünftige Gestaltung des Krankenversicherungsmarktes beizutragen.

Der zweite Aufsatz, *„Das Hamburger Beihilfemodell – Ein Vergleich der internen Renditen“, von GKV und PKV“*, knüpft thematisch an diesen Gedanken an, evaluiert jedoch ein reales Reformszenario. Seit dem 1. Januar 2018 besteht für Beamte des Landes Hamburg die Möglichkeit in beiden Krankenversicherungsregimen durch ihren Arbeitgeber einen Zuschuss zu erhalten. Bislang war dies im Rahmen der so genannten „Beihilfe“ nur in der PKV möglich.

Beamte hatten somit einen erheblichen finanziellen Anreiz sich privat zu versichern. Der Ansatz, nun in beiden Systemen einen Zuschuss zu gewähren, wird daher teilweise auch als Zwischenschritt auf dem Weg in einen einheitlichen Krankenversicherungsmarkt interpretiert. Der Aufsatz nimmt diesen Gedanken zur Vorlage und analysiert die neue Situation, um zu evaluieren, in welchem Regime sich ein durchschnittlicher Beamtenhaushalt unter den neuen Voraussetzungen besserstellen würde.

Der dritte Aufsatz, *„Risikoselektion im deutschen Krankenversicherungssystem – Beamte im Fokus“*, greift schließlich den Aspekt von durchschnittlichen Haushalten als Untersuchungsgegenstand wieder auf. GKV und PKV unterscheiden sich in Hinblick auf zu zahlende Beiträge bzw. Prämien, der gebotenen Leistungen und familienspezifischen Elementen. Kommen mehrere dieser Faktoren auf individueller Ebene zusammen, könnte dies zu abweichenden Ergebnissen im Vergleich zu einer Betrachtung auf Basis von durchschnittlichen Haushalten führen. Daher werden anhand eines Mikrosimulationsmodells die Auswirkungen soziodemografischer Faktoren auf die Wahl des optimalen Krankenversicherungssystems untersucht. Im Vordergrund steht dabei die Fragestellung, ob durch das Hamburger Beihilfemodell Anreize für eine adverse Risikoselektion entstehen.

2 Cui bono? – Die Bürgerversicherung und die Beihilfe¹

Zusammenfassung:

In der deutschen Gesundheitspolitik wird seit langem unter dem Stichwort Bürgerversicherung über die Einbeziehung aller Bürger in das System der Gesetzlichen Krankenversicherung diskutiert. Dabei wird meistens die Perspektive der GKV-Versicherten eingenommen, seltener diejenige der Versicherten der PKV. Es stellt sich jedoch insbesondere für die Gruppe der Beihilfeberechtigten die Frage, welche monetären Konsequenzen durch eine Bürgerversicherung für sie entstehen und in welcher Höhe daraus Kompensationszahlungen abgeleitet werden können. Die Ergebnisse zeigen: Selbst, wenn diese Kompensationen weniger als die Hälfte der Differenz der Versicherungsleistungen zwischen PKV/Beihilfe und einer Bürgerversicherung abdecken, hat der Business case Bürgerversicherung für die Gebietskörperschaften zumindest kurzfristig negative fiskalische Folgen.

JEL-Klassifikation: H55, H75, I13

Schlüsselwörter: Krankenversicherung, Bürgerversicherung, Beihilfe, Kompensation

¹ Der folgende Aufsatz ist in Zusammenarbeit mit den folgenden Personen entstanden:

Christian Hagist, WHU – Otto Beisheim School of Management, Lehrstuhl für Generationenübergreifende Wirtschaftspolitik, Burgplatz 2, D-56179 Vallendar, E-Mail: christian.hagist@whu.edu
Stefan Fetzer, Hochschule Aalen, Beethovenstraße 1, D-73430 Aalen, E-Mail: stefan.fetzer@hs-aalen.de

Der Aufsatz ist veröffentlicht, vgl. dazu:
Bührer, C., Hagist, C. und S. Fetzer (2018b), Cui bono? – Die Bürgerversicherung und die Beihilfe, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 19(3), 210-225.

2.1 Beamte in einer Bürgerversicherung

Die Idee einer Bürgerversicherung ist seit dem Bericht der Rürup-Kommission im Jahr 2003 ein Wahlkampfthema, welches vor allem von den Parteien SPD, Bündnis 90/Die Grünen und der Linken propagiert wird.² Auf übergeordneter Ebene wird dabei insbesondere die Frage diskutiert, ob ein einheitliches integriertes Krankenversicherungssystem gegenüber dem „Dualen System“ aus Gesetzlicher Krankenversicherung (GKV) und Privater Krankenversicherung (PKV) vorteilhaft wäre. Einerseits wird aufgrund der geringen faktischen Wahlmöglichkeiten angeführt, dass kein relevanter Wettbewerb der Systeme existiert (Jacobs, 2013). Andererseits wird der PKV aufgrund einer weniger stark ausgeprägten Regulierung auf dem Leistungsmarkt die Rolle eines wichtigen Innovationstreibers im deutschen Gesundheitssystem zugeschrieben (Loskamp, Genett, Schaffer & Schulze Ehring, 2017). Des Weiteren werden die Vorteile der in der PKV praktizierten Altersrückstellungen hinsichtlich einer nachhaltigen und generationengerechteren Finanzierung der Gesundheitsausgaben herausgestellt (Ulrich & Pfarr, 2013). In der Regel wird dabei aus Perspektive der gesetzlich Versicherten argumentiert, vermutlich, weil diese das Gros der Wahlberechtigten stellen.

Die Konsequenzen einer Bürgerversicherung für die knapp 9 Millionen privat Versicherten werden dagegen seltener diskutiert, obwohl auch in dieser Hinsicht Reformhindernisse, insbesondere rechtlicher Natur, bestehen. Die Beihilfeempfänger stellen in etwa die Hälfte dieser Versichertengruppe und sind dabei aufgrund der Alimentierung durch den Steuerzahler volkswirtschaftlich besonders interessant. Aus diesem Grund quantifizieren wir die kurz- und langfristigen Verteilungswirkungen eines Übergangs in eine Bürgerversicherung aus Sicht beihilfeberechtigter Haushalte, um die Höhe möglicher Kompensationsforderungen abzuschätzen.³

Eine verpflichtende Absicherung dieser Haushalte in der GKV führte einerseits dazu, dass anstelle von PKV-Prämien der Arbeitnehmeranteil der Beiträge zur GKV gezahlt werden müsste.⁴ Der Unterschied dieser beiden Größen wird im Folgenden als „Zahlungsdifferenz“ bezeichnet. Andererseits ergäben sich Konsequenzen in Umfang und Art des Versicherungsschutzes. Um diesen Effekt zu quantifizieren, berechnen wir eine „Leistungsdifferenz“, die den derzeitigen Leistungen, die repräsentative beihilfeberechtigte Haushalte von PKV und Beihilfe

² Greß und Bieback (2014) zeigen einen Überblick über die jeweiligen Details der älteren Konzepte. SPD (2017), Bündnis 90/Die Grünen (2017) und Die Linke (2017) beinhalten die relevanten Wahlprogramme der Bundestagswahl 2017.

³ Kingreen und Kühling (2013) beschäftigen sich ausführlich mit den rechtlichen Hemmnissen auf dem Weg zu einer „monistischen Einwohnerversicherung“. Ihrem Urteil nach wäre eine Abschaffung der Beihilfe aus dem Gesamtkontext des Beamtenrechts verfassungsrechtlich prinzipiell möglich. Haun und Jacobs (2014) bieten einen Überblick der Effekte einer Abschaffung der Beihilfe.

⁴ Für eine Analyse der Konsequenzen der aktuellen Bestrebungen von Beihilfeträgern (z.B. der Stadt Hamburg), Beamten eine optionale Wahl zwischen GKV-Arbeitgeberbeitrag und PKV-Beihilfealimentierung zu geben, vgl. Bühner, Fetzer und Hagist (2018c).

empfangen, hypothetische Leistungen in der GKV gegenüberstellt. Für eine Bewertung möglicher Kompensationsforderungen schlüsseln wir bei unseren weiteren Berechnungen die Leistungsdifferenz in die Bestandteile Preis-, Mengen- und Dynamisierungseffekt auf, die im Wesentlichen das höhere monetäre Niveau von PKV/Beihilfeleistungen gegenüber GKV-Leistungen widerspiegeln.

Die Quantifizierung dieser Effekte stellt nach unserem Wissen ein neues Element in der Diskussion um die Einführung einer Bürgerversicherung dar. Die aus diesen Effekten ableitbaren Kompensationsforderungen könnten auch die Ergebnisse vorliegender Studien bezüglich der fiskalischen Auswirkungen auf die öffentlichen Haushalte beeinflussen. Diese Studien beschränken sich – wenn überhaupt – auf einen Vergleich der gegebenen Beihilfeleistungen und den in der GKV für Beamte hypothetisch zu zahlenden Arbeitgeberbeiträge. Im Hinblick auf die öffentlichen Haushalte berechnen Ochmann, Albrecht und Schiffhorst (2017) im Übergangsjahr einen positiven fiskalischen Nettoeffekt i.H.v. 3,2 Mrd. Euro, wenn annahmegemäß 12 Prozent der Beamten in der PKV verbleiben. Rothgang, Arnold, Robert und Unger (2011) schätzen einen positiven Nettoeffekt zwischen knapp 3 Mrd. Euro und 3,7 Mrd. Euro (bei aufgehobener Beitragsbemessungsgrenze für Arbeitnehmer). Gasche (2004) beziffert den Nettoeffekt auf eine Mrd. Euro und auch bei Adam (2006) ergibt sich ein leicht positiver Wert. Im Detail unterscheiden sich diese Ergebnisse für die jeweiligen Beihilfeträger, je nach bestehendem Beamten- und Pensionärsanteil, da die Entlastungswirkung auf die öffentlichen Haushalte vor allem aus dem Wegfall der Beihilfeleistungen für Pensionäre resultiert. Der Bundesrechnungshof kommt in einer breiter gefassten Perspektive unter Berücksichtigung sämtlicher Sozialversicherungen und Steuerzahlungen zwar zum Schluss, dass bei einer Lebenszyklusperspektive Arbeitnehmer weniger öffentliche Ausgaben verursachen als verbeamtete Pendants, allerdings können hier keine Rückschlüsse auf den Anteil der Beihilfe an dieser Aussage getroffen werden (vgl. Bundesrechnungshof, 1996).

2.2 Mikrosimulationsmodell einer Bürgerversicherung

2.2.1 Die Zahlungsdifferenz – PKV-Prämie vs. GKV-Beitrag

Beamte und ihre beihilfeberechtigten Angehörigen bekommen, sofern keine Mitgliedschaft in der GKV besteht, i.d.R. 50 bis 80 Prozent der Kosten der in Anspruch genommenen Leistungen durch ihren Dienstherrn erstattet.⁵ Das verbleibende Kostenrisiko muss seit 2009 über

⁵ Grundlage ist hier die Bundesbeihilfeverordnung (BBhV). Von Unterschieden (z.B. bzgl. der Höhe der Beihilfesätze und Selbstbehalte) durch abweichende Landesverordnungen wird abstrahiert. Direkt beihilfeberechtigt ist demnach der Beamte bzw. Pensionär sowie aktive Richter selbst. Indirekt berücksichtigungsfähig sind ggf. Ehepartner und Kinder. Vereinfachend werden diese folgend als beihilfeberechtigte Personen bezeichnet. Ebenfalls indirekt beihilfeberechtigt sind Angehörige der Empfänger von Heilfürsorge, d.h. vor allem Soldaten und Polizisten. Letzterer Gruppe ist jedoch nicht Gegenstand der folgenden Analyse.

einen entsprechenden Tarif in der PKV abgedeckt werden, wofür eine nach dem Anwartschaftsdeckungsverfahren gebildete morbiditätsorientierte PKV-Prämie anfällt. Die finanzielle Belastung des beihilfeberechtigten Haushaltes im Status quo aus PKV und Beihilfe, im Sinne eines „Arbeitnehmeranteils“ zur Absicherung des Krankheitsrisikos, beruht somit auf den entsprechenden PKV-Prämien aller beihilfeberechtigten Familienmitglieder. Zur Simulation der finanziellen Belastung im Bürgerversicherungsszenario wird der Arbeitnehmeranteil der einkommensabhängigen GKV-Beiträge berechnet. Dabei wird die Möglichkeit der beitragsfreien Mitversicherung bislang beihilfeberechtigter Angehöriger unterstellt.

Die Haushalte werden über den beihilfeberechtigten Haupteinkommensbezieher erfasst, im Folgenden „Haushaltsvorstand“ genannt, und nach Geschlecht differenziert ausgewiesen. Als zentrale Datengrundlage verwenden wir die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) des Statistischen Bundesamtes mit dem Basisjahr 2013 (Statistisches Bundesamt, 2013). Diese repräsentative Haushaltserhebung bietet die Möglichkeit, den beihilfeberechtigten Personenkreis über die Angaben zu Einkommens- und Haushaltsverhältnissen abzuschätzen. Für die weitere Analyse werden in einem ersten Schritt die grundsätzlich beihilfeberechtigten Haushalte identifiziert. Im zweiten Schritt wird der Krankenversicherungsstatus der einzelnen Haushaltsmitglieder bestimmt, um alle beihilfeberechtigten Personen im Haushalt zu erfassen.

Tabelle 1: Haushaltsstrukturen der beihilfeberechtigten Haushalte

| Alter Haushaltsvorstand von ... bis unter ... Jahre | Männlich | | | Weiblich | | |
|--|----------|----------------|---------------|----------|----------------|---------------|
| | N | Anzahl Partner | Anzahl Kinder | N | Anzahl Partner | Anzahl Kinder |
| 25 – 30 | 170 | 0,02 | 0,03 | 246 | 0,02 | 0,02 |
| 30 – 35 | 279 | 0,06 | 0,30 | 312 | 0,02 | 0,25 |
| 35 – 40 | 302 | 0,07 | 0,70 | 339 | 0,02 | 0,57 |
| 40 – 45 | 403 | 0,12 | 0,81 | 371 | 0,02 | 0,57 |
| 45 – 50 | 510 | 0,15 | 0,89 | 415 | 0,03 | 0,44 |
| 50 – 55 | 485 | 0,16 | 0,47 | 384 | 0,03 | 0,22 |
| 55 – 60 | 552 | 0,23 | 0,23 | 328 | 0,04 | 0,11 |
| 60 + | 2.416 | 0,42 | 0,02 | 701 | 0,04 | 0,01 |

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS mit dem Basisjahr 2013

Tabelle 1 zeigt die abgeleiteten durchschnittlichen Personenstrukturen der beihilfeberechtigten Haushalte nach Alter und Geschlecht des Haushaltsvorstands. Der Haushalt des durchschnittlichen 35- bis 40-jährigen männlichen Beihilfeberechtigten weist bspw. 0,07 beihilfeberechtigte Ehepartner (Eherate) und etwa 0,7 beihilfeberechtigte Kinder (Kinderrate) auf. Wie aus **Tabelle 1** zu erkennen ist, nimmt die Eherate mit dem Alter des Haushaltsvorstands zu. Auffällig sind dabei die hohen Werte der männlichen Haushaltsvorstände über 60 Jahren. Ein Erklärungsansatz hierfür ist, dass Frauen heutzutage im Zuge des gesellschaftlichen Wandels

häufiger in den Arbeitsmarkt integriert sind und es zu weniger Eheschließungen im Allgemeinen kommt. Weiterhin zeigt sich bei weiblichen Haushaltsvorständen eine durchschnittlich geringere Ehe- und Kinderrate gegenüber den männlichen Pendants.⁶

Für die Berücksichtigung der Zahlungen für einen Krankenversicherungsschutz im Status quo werden im nächsten Schritt die durchschnittlichen PKV-Prämien der beihilfeberechtigten Haushaltsmitglieder berechnet. Analog dazu wird im Szenario der Bürgerversicherung ein beitragspflichtiges Einkommen der Haushaltsmitglieder bestimmt und mit dem Arbeitnehmeranteil eines durchschnittlichen Beitragssatzes multipliziert. Im Zuge der Einführung einer für alle Bürger obligatorischen GKV käme es dabei nach unseren Berechnungen im modellierten Einführungsjahr 2013 zu einer kurzfristigen Beitragssatzsenkung von 15,50 auf 14,16 Prozent.⁷ Grund dafür sind die im Durchschnitt höheren beitragspflichtigen Einkommen, sowie eine annahmegemäß leicht geringere Leistungsanspruchnahme der bislang privat Versicherten.

Tabelle 2: PKV-Prämien vs. GKV-Beiträge einer Bürgerversicherung im Einführungsjahr 2013

| Alter Haushaltsvorstand von ... bis unter ... Jahre | Männlich | | Weiblich | |
|--|------------|-------------|------------|-------------|
| | PKV-Prämie | GKV-Beitrag | PKV-Prämie | GKV-Beitrag |
| 25 – 30 | 1.733 | 1.995 | 2.028 | 1.928 |
| 30 – 35 | 2.009 | 2.575 | 2.192 | 2.007 |
| 35 – 40 | 2.250 | 2.860 | 2.350 | 2.099 |
| 40 – 45 | 2.489 | 3.006 | 2.490 | 2.255 |
| 45 – 50 | 2.677 | 3.035 | 2.609 | 2.506 |
| 50 – 55 | 2.774 | 2.989 | 2.724 | 2.661 |
| 55 – 60 | 2.914 | 2.834 | 2.772 | 2.577 |
| 60 + | 3.094 | 2.717 | 2.395 | 2.508 |

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS mit dem Basisjahr 2013, Verband der Privaten Krankenversicherung (2013), BMG (2013a) und BMG (2013b), Angaben in Euro

Tabelle 2 zeigt die resultierenden durchschnittlichen PKV-Prämien und GKV-Beiträge für die beihilfeberechtigten Haushalte. Im Vergleich der finanziellen Belastung weisen Haushalte mit einem männlichen Vorstand, der jünger als 55 Jahre ist, höhere GKV-Beitrags- als PKV-Prämienzahlungen auf. Haushalte mit einem weiblichen Vorstand würden dagegen durch einen GKV-Beitrag fast durchweg gegenüber dem Status quo entlastet. Dieser Unterschied lässt sich erstens durch die höhere Leistungsanspruchnahme von Frauen und die geringere Ehe-

⁶ Die geringere Eherate bei den weiblichen Haushaltsvorständen kann auf die höhere Erwerbsbeteiligung von Männern zurückgeführt werden, welche mit einem Verlust der Beihilfeberechtigung einhergeht. Die niedrigere Kinderate ist wesentlich auf deren Zuordnung zu einem Haushaltsvorstand zurückzuführen. So werden die Kinder bspw. in einem Haushalt mit zwei Beamten der besserverdienenden Person zugeordnet, welche i.d.R. der männliche Beamte ist.

⁷ Die auf Basis der EVS ermittelten PKV-Prämien werden mittels eines Skalierungsfaktors auf die gesamten Prämieinnahmen aus den Beihilfetarifen des Jahres 2013 nach Verband der Privaten Krankenversicherung (2013) angepasst. Im Falle der Bürgerversicherung wird eine paritätische Aufteilung des Beitragssatzes zwischen Arbeitnehmern und -gebern unterstellt. Die GKV-Beiträge nach EVS wurden hochgerechnet und auf die Rechnungsergebnisse nach KJ1-Statistik angepasst, vgl. Anhang 2.6.2.

und Kinderrate erklären. Zweitens weisen weibliche Haushaltsvorstände niedrigere beitragspflichtige Einkommen auf, was zu geringeren Beitragszahlungen führt. Die im Vergleich zu den PKV-Prämien höheren GKV-Beiträge der über 60-jährigen weiblichen Haushalte sind wiederum durch die Haushaltsstrukturen erklärbar, da die Eherate ab ca. 65 Jahren wieder rückläufig ist, bis sie bei über 70-jährigen auf null fällt. Somit sinken auch die entsprechenden PKV-Prämienzahlungen, wohingegen die Beitragszahlungen im Szenario Bürgerversicherung des weiblichen Haushaltsvorstands konstant bleiben.

2.2.2 Die Leistungsdifferenz – Simulation der Krankenversicherungs-Leistungsprofile

Neben der Zahlungsdifferenz ergibt sich für beihilfeberechtigte Haushalte als Konsequenz einer Bürgerversicherung auch eine Leistungsdifferenz. Diese spiegelt Unterschiede im zu erwartenden Niveau der Krankenversicherungsleistungen wider. Für die Erfassung der durchschnittlichen Leistungen im Status quo aus PKV und Beihilfe verwenden wir die Kopfschadenstatistik der PKV-Versicherten mit Beihilfetarif nach BaFin (2013) und berücksichtigen leistungsmindernd die für einen Teil der Beamten vorliegenden Selbstbehalte in der Beihilfe.⁸

Zur Berechnung durchschnittlicher Leistungen im Szenario Bürgerversicherung werden als Ausgangspunkt alters- und geschlechtsspezifische Leistungsprofile der GKV des Jahres 2013 verwendet.⁹ Diese Profile werden im Folgenden mit einem s.g. bereinigten Morbiditätsfaktor i.H.v. 0,9 adjustiert, welcher der unterschiedlichen sozio-demografischen Struktur heutiger PKV- und GKV-Versicherten Rechnung trägt.¹⁰ So finden bspw. Grunow und Nuscheler (2014) Hinweise, welche auf eine Risikoselektion zu Gunsten der PKV hindeuten. Huber und Mielck (2010) zeigen in einer Literaturübersicht eine signifikant niedrigere Morbidität von PKV-Versicherten. Diese scheint auch in unterschiedlichsten Altersklassen aufzutreten: Hoffmann und Bachmann (2014) stellen bei Kindern mit privatem Versicherungsschutz einen überdurchschnittlich guten Gesundheitszustand fest. Hajek et al. (2016) zeigen bei älteren Versicherten (zwischen 50 und 75 Jahren) einen signifikanten Morbiditätsunterschied nach Versicherungsstatus, welcher jedoch deutlich geringer ausfällt, wenn für Einkommen und Bildung kontrolliert

⁸ Um PKV- und GKV-Leistungen möglichst detailliert vergleichen zu können, werden die BaFin-Kopfschäden der Kategorie „ambulant“ auf Grundlage von Niehaus (2015) nach „ambulante ärztliche Versorgung“, „Arzneimittel“ sowie „Heil- und Hilfsmittel“ aufgeteilt. Den PKV-Leistungsprofilen wird zusätzlich der entsprechende Wert der „Sonstigen Leistungsausgaben“ (vgl. Statistik des Risikostrukturausgleichs (RSA)) auf Grundlage der simulierten GKV-Leistungsprofile zugewiesen.

⁹ Die Leistungsprofile nach BVA (2013b) werden mittels eines Reskalierungsfaktors so angepasst, dass die Summe der Leistungsausgaben über alle Versicherten (Anzahl der GKV-Versicherte nach KM6 Statistik) den gesamten Leistungsausgaben nach Angaben der KJ1 Statistik entspricht, d.h.: Anzahl Versicherte (KM6-Statistik) * Ausgabenprofil (RSA) = gesamte Leistungsausgaben (KJ1-Statistik).

¹⁰ Unser Wert von 0,9 ist aus dem RSA-Risikofaktor der Techniker-Krankenversicherung ableitbar, deren Versicherung bzgl. dieser Faktoren am ehesten mit PKV-Versicherten vergleichbar sind, vgl. <http://gesundheitsmonitor.de/> und Anhang 6.1. Nach Wasem, Buchner, Lux, Walendzik und Weegen (2013) ist auch ein Szenario unter Anwendung des durchschnittlichen GKV-Leistungsausgabenprofils plausibel. Demnach könnte sich die Wirkung einer unterdurchschnittlichen Morbidität einerseits und eines überdurchschnittlichen Anspruchsverhaltens andererseits gegenseitig aufheben. Für die Wirkung weiterer Morbiditätsannahmen vgl. Anhang 2.6.4.

wird. Somit kann unterstellt werden, dass ein wesentlicher Teil dieser Differenz durch soziodemografische Faktoren erklärbar ist.

Für den weiteren Gang der Analyse berücksichtigen wir zudem eine unterschiedliche Morbidität zwischen Beihilfeberechtigten und sonstigen PKV-Versicherten. Eine inhaltlicher Erklärung für eine unterschiedliche Leistungsanspruchnahme dieser beiden Gruppen liefern Himmelreicher, Sewöster, Scholz und Schulz (2008), die eine signifikant längere Lebenserwartung von Pensionären im Vergleich zu Rentnern finden. Sie begründen diesen Effekt zum einen über eine Selektionswirkung durch die, für den Erhalt des Beamtenstatus verpflichtende, Einganguntersuchung. Zum anderen führen sie die höhere Arbeitsplatz- und Einkommenssicherheit an, welche zu einer höheren Lebenszufriedenheit führt und eine gesündere Lebensführung ermöglicht (vgl. Anhang 6.1).

Tabelle 3: PKV/Beihilfeleistung im Status quo vs. simulierte GKV-Leistung im Szenario Bürgerversicherung für beihilfeberechtigte Haushalte im Einführungsjahr 2013

| Alter Haushaltsvorstand von ... bis unter ... Jahre | Männlich | | Weiblich | |
|---|----------------------|--------------|----------------------|--------------|
| | PKV/Beihilfeleistung | GKV-Leistung | PKV/Beihilfeleistung | GKV-Leistung |
| 25 - 30 | 1.733 | 1.116 | 3.078 | 1.657 |
| 30 - 35 | 2.422 | 1.673 | 4.374 | 2.226 |
| 35 - 40 | 3.289 | 2.405 | 4.681 | 2.530 |
| 40 - 45 | 4.091 | 2.990 | 4.391 | 2.473 |
| 45 - 50 | 5.110 | 3.459 | 4.718 | 2.606 |
| 50 - 55 | 5.292 | 3.504 | 4.873 | 2.601 |
| 55 - 60 | 5.912 | 3.734 | 5.238 | 2.710 |
| 60 + | 12.548 | 7.059 | 8.463 | 4.702 |

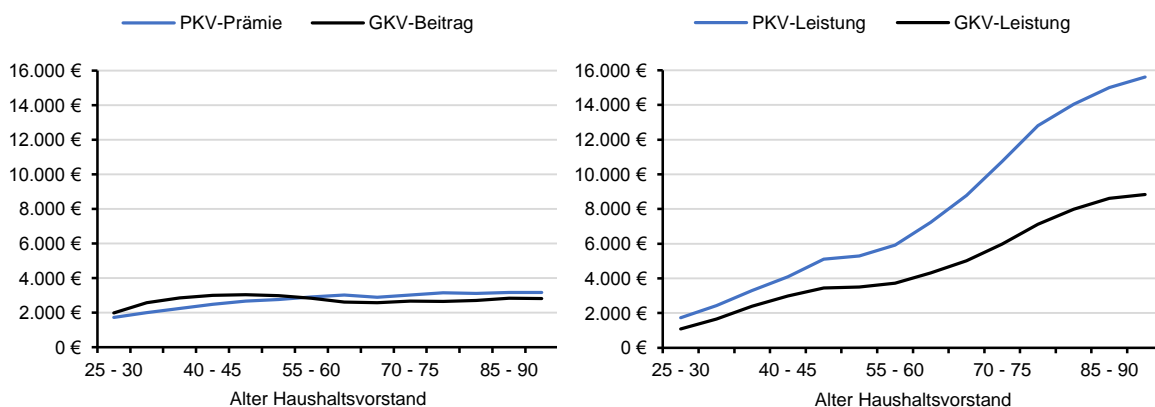
Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS mit dem Basisjahr 2013, BVA (2013a), BVA (2013b), BVA (2014), DFG (2017), BMG (2013a), BMG (2013b), BaFin (2013), Niehaus (2015) und Verband der Privaten Krankenversicherung (2013), Angaben in Euro

In **Tabelle 3** sind die resultierenden durchschnittlichen Leistungen für beihilfeberechtigte Haushalte im Status quo aus PKV und Beihilfe sowie im Szenario Bürgerversicherung vergleichend dargestellt. Sie zeigen den typischen mit dem Alter ansteigenden Verlauf der Leistungsanspruchnahme. Diese liegt bspw. für Haushalte mit einem weiblichen Haushaltsvorstand zwischen 30 und 35 Jahren aufgrund der Kosten für Schwangerschaft und Geburt höher als für die männlichen Pendanten. Die Leistungen für ältere männliche Haushalte (45 Jahre bis 60+) fallen hingegen durchweg höher aus. Der Grund dafür liegt zum einen in der in **Tabelle 1** dargestellten Haushaltsstruktur und zum anderen in der niedrigeren Leistungsanspruchnahme von Frauen im Alter über 40 Jahren (vgl. **Abbildung 6** in Anhang 2.6.1).

2.3 Kurzfristige Effekte einer Bürgerversicherung auf beihilfeberechtigte Haushalte

Auf Grundlage der in **Tabelle 2** und **Tabelle 3** dargelegten Ergebnisse resultieren die in **Abbildung 1** dargestellten Verteilungswirkungen im Einführungsjahr 2013. Zur besseren Veranschaulichung werden nur die männlichen beihilfeberechtigten Haushalte abgebildet. Dabei zeigt sich im linken Diagramm für jüngere ein positiver und für ältere Haushalte ein negativer Effekt durch einen Wechsel von PKV-Prämien zu GKV-Beiträgen, d.h. der Zahlungsdifferenz. Insbesondere jüngere Haushalte würden also durch eine Bürgerversicherung finanziell schlechter gestellt. Beispielsweise würden für einen durchschnittlichen 40-jährigen männlichen Haushalt etwa 547 Euro mehr GKV-Beiträge als PKV-Prämien anfallen. Ältere Haushalte ab ca. 55 Jahren hingegen würden finanziell entlastet.

Abbildung 1: Verteilungswirkungen PKV/Beihilfe im Status quo vs. Szenario Bürgerversicherung für Haushalte mit männlichem Haushaltsvorstand im Einführungsjahr 2013



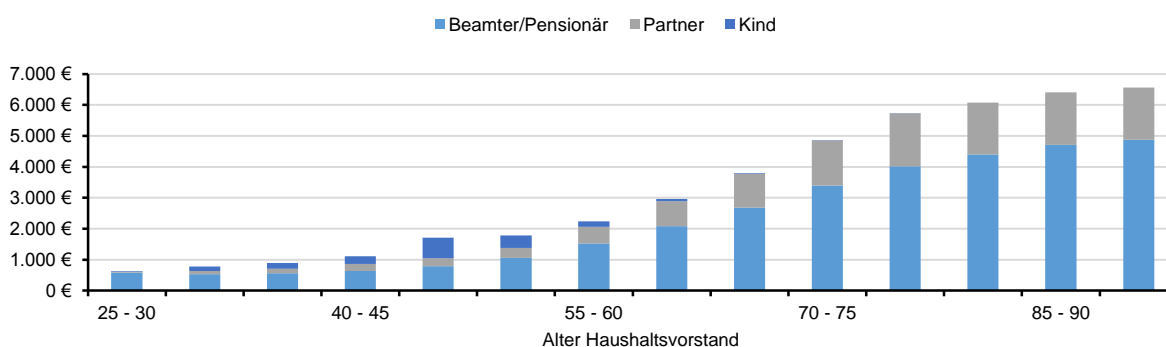
Quelle: vgl. **Tabelle 2** und **Tabelle 3**

Im rechten Diagramm sind die erhaltenen Leistungen im Status quo aus PKV und Beihilfe den Leistungen im Szenario Bürgerversicherung gegenübergestellt. Es zeigt sich, dass diese im Status quo durchweg größer als im Bürgerversicherungsszenario sind und mit zunehmendem Alter überproportional ansteigen. So erhält bspw. der oben angeführte Haushalt des 40-jährigen im Status quo 3.804 Euro, wohingegen er bei einer Bürgerversicherung „nur“ 2.824 Euro zu erwarten hätte. Der Indikator Leistungsdifferenz beträgt für diesen Haushalt somit 980 Euro. Im Vergleich zur oben aufgeführten Zahlungsdifferenz i.H.v. 547 Euro ist die Leistungsdifferenz des 40-jährigen demnach absolut um 433 Euro und relativ betrachtet um ungefähr drei Viertel größer. Mit zunehmendem Alter erreicht sie Dimensionen von bis zu 6.700 Euro.

Die Leistungsdifferenz ist in **Abbildung 2** nach den Haushaltsmitgliedern Beamter bzw. Pensionär, Ehepartner und Kindern aufgeschlüsselt. Die Werte liegen insgesamt zwischen ca. 600 Euro bei jüngeren (25 bis 30 Jahre) und etwa 6.700 Euro bei älteren (90 Jahre und älter) Haushalten. Offensichtlich ist bei Haushalten mit einem Haushaltsvorstand im Alter zwischen

40 und 60 Jahren ein erheblicher Anteil der Leistungsdifferenz auf beihilfeberechtigte Kinder zurückzuführen. Die entsprechende Bedeutung des Ehepartners nimmt mit höherem Alter des Haushaltsvorstandes zu, da diese im Durchschnitt eine höhere Eherate aufweisen. Zum Beispiel für die 70 bis 75-jährigen Haushalte beträgt die Leistungsdifferenz für den Ehepartner 1.452 Euro, für den Pensionär selbst dagegen 3.402 Euro. Der Anteil des Pensionärs bzw. Ehepartners an der gesamten Leistungsdifferenz des Haushaltes liegt somit bei 70 bzw. 30 Prozent. Wenngleich der Beamte bzw. Pensionär folglich selbst für das Gros der Leistungsdifferenz verantwortlich ist, unterstreicht dies die Relevanz einer Haushalts- gegenüber einer Individualbetrachtung.

Abbildung 2: Aufteilung der Leistungsdifferenz nach Haushaltsmitglied für Haushalte mit männlichem Haushaltsvorstand im Einführungsjahr 2013



Quelle: vgl. **Tabelle 1**, **Tabelle 2** und **Tabelle 3**

Zusammenfassend lässt sich aus unserer Darstellung der kurzfristigen Auswirkungen der Einführung einer Bürgerversicherung auf beihilfeberechtigte Haushalte ableiten, dass ein alleiniger Vergleich von PKV-Prämie und GKV-Beitrag zu kurz greift. Unter Berücksichtigung der Leistungsseite führt eine Bürgerversicherung zu einer deutlichen Schlechterstellung der beihilfeberechtigten Haushalte.

2.4 Langfristige Effekte einer Bürgerversicherung auf beihilfeberechtigte Haushalte

In diesem Abschnitt berechnen wir zur Erfassung der dynamischen Effekte Annuitäten aus den Zahlungs- und Leistungsdifferenzen über die verbleibende Lebenszeit von Beihilfeberechtigten, um somit den Umfang möglicher Kompensationszahlungen ableiten zu können. Die Berechnung der Annuitäten auf Haushaltsebene ist in Anhang 2.6.3 formal dargestellt, für deren quantitative Bestimmung sind weitere Annahmen nötig: So wird bei der zukünftigen Entwicklung der Eherate für im Einführungsjahr jüngere und ältere Haushalte ein unterschiedliches Muster zugrunde gelegt. Für die Simulation der zukünftigen Entwicklung der Überlebens- und Sterbewahrscheinlichkeiten der Haushaltsmitglieder verwenden wir die zweite Trendvariante der deutschen Generationensterbetafeln (Destatis, 2011) und passen diese um die höhere fernere Lebenserwartung von Beamten nach Altis und zur Nieden (2017) an.

Um die Zahlungsströme der Haushalte für alle Jahre nach 2013 zu berechnen, wird der Querschnitt in einen Längsschnitt umgewandelt, d.h. der im Jahr 2013 40-jährige Beihilfeberechtigte verhält sich ein Jahr später wie der 41-jährige im Jahr 2013. Bezüglich des zukünftigen Wachstums der monetären Größen gehen wir generell von einer realen Wachstumsrate des allgemeinen Produktivitätsfortschritts i.H.v. 1,5 Prozent p.a. aus (European Commission, 2015). Um dem medizinisch-technischen Fortschritt Rechnung zu tragen, wird für das Wachstum der Leistungen weiterhin eine um 0,5 Prozentpunkte erhöhte Rate unterstellt, welche sich sowohl auf die PKV-Prämienentwicklung als auch die Beitragssatzprognose der GKV in einer Bürgerversicherung auswirkt.¹¹ Zur Berechnung der Annuitäten verwenden wir einen Realzins von 3 Prozent, was im Sinne eines konservativen Szenarios leicht unter dem in der Vergangenheit beobachteten Mittelwert für Deutschland liegt (European Commission, 2015). Diese Annahmen fungieren als Basisszenario. In Anhang 2.6.4 finden sich Sensitivitätsanalysen zu Zins-Wachstums-Kombinationen, dem Wachstumsdifferenzial des medizinisch-technischen Fortschritts, der Morbiditätsstruktur der Beihilfepopulation und den unterstellten Selbstgehalten.

Wie im vorherigen Kapitel gezeigt, ist die von uns quantifizierte Leistungsdifferenz zwischen PKV und Beihilfe im Status quo und dem Szenario Bürgerversicherung die treibende Kraft der bisherigen Ergebnisse und führt in der kurzen Frist schon zu einer deutlichen Schlechterstellung der beihilfeberechtigten Haushalte. Allerdings ist aus gesundheitsökonomischer Perspektive ein (monetarisierter) Vergleich von PKV- und GKV-Leistungen aufgrund der Vermischung unterschiedlicher Preisregulierungen und Leistungskataloge nicht unproblematisch. Die (dynamische) Leistungsdifferenz wird daher in drei Effekte unterteilt:

- ❖ Einen *Preiseffekt*: Gleiche Leistungen sind für privat Versicherte im Durchschnitt teurer.
- ❖ Einen *Mengeneffekt*: Der Leistungskatalog ist im Status quo aus PKV und Beihilfe i.d.R. breiter gefasst als in der GKV.
- ❖ Einen *Dynamisierungseffekt*: Die generösere Erstattung innovativer Leistungen im Status quo aus PKV und Beihilfe.

Nach unserem Kenntnisstand gibt es keine Studien, die sich mit der monetären oder nutzenbasierten Bestimmung solcher Effekte beschäftigt haben. Daher bedienen wir uns bei der Aufteilung der statischen Leistungsdifferenz im Basisjahr 2013 einer stilisierten Aufteilung in Preis- und Mengeneffekte getrennt nach Leistungsbereichen (vgl. **Tabelle 4**).

¹¹ Im Hinblick auf die zukünftige Entwicklung der Leistungen betont Breyer (2015) die ausgeprägte Bedeutung des medizinisch-technischen Fortschritts. Breyer, Lorenz und Niebel (2015) berechnen ein zwischen den Geschlechtern variierendes Wachstumsdifferential der GKV-Ausgaben zum allgemeinen Produktivitätsfortschritt von 1 – 2 Prozentpunkten p.a.

Tabelle 4: Geschätzte Preis- und Mengeneffekte nach RSA-Hauptleistungsbereich

| Haupt-Leistungsbereich (HLB) | Geschätzter Preiseffekt | Geschätzter Mengeneffekt | Argumentation |
|--------------------------------|-------------------------|--------------------------|---|
| Stationärer Bereich | 0% | 100% | Das System der DRG-Fallpauschalen gilt für GKV und PKV gleichermaßen. ¹² Die Leistungs-differenz wird daher maßgeblich durch Wahlleistungen für Einbettzimmer oder Chefarztbe-handlung und damit vollständig durch Mengeneffekte beeinflusst. |
| Ambulante ärztliche Versorgung | 85% | 15% | Einige Studien kalkulieren ein 2,3-faches Preisniveau der PKV gegenüber der GKV. ¹³ Abge-leitet von Walendzik, Greß, Manouguian und Wasem (2008, S. 50) werden 85 % der Lei-stungsdifferenz auf den Preiseffekt zurückgeführt. |
| Arznei-/Verbandsmittel | 90% | 10% | Einerseits gelten allgemeine Preisregulierungen wie die Arzneimittelpreisverordnung für ver-schreibungspflichtige Arzneimittel sowie Hersteller- und AMNOG-Rabatte für GKV und PKV gleichermaßen. Andererseits verfügen gesetzliche Krankenkassen über weitere Preisregulie-rungsinstrumente. ¹⁴ Wild (2015), quantifiziert den reinen durchschnittlichen Preisunterschied zwischen PKV und GKV auf +21,6 %. Insofern ist von einem dominierenden Preiseffekt aus-zugehen. Im Rahmen der in der PKV generöseren Erstattung von neuen Arzneimitteln, bspw. durch Importe aus dem Ausland, bestehen jedoch auch geringfügige Mengeneffekte |
| Zahn-ärztliche Versorgung | 30% | 70% | Niehaus, Keßler und Finkstädt (2011) schätzen den Unterschied im Vergütungsniveau auf das 1,7-fache. Bei der Erstattung von zahnmedizinischen Leistungen in der GKV gab es in den vergangenen 20 Jahren erhebliche Einschnitte, v.a. die Einführung von Festzuschüssen zum Zahnersatz. ¹⁵ |
| Heil- und Hilfsmittel | 50% | 50% | Der grundsätzlich größere Leistungskatalog der PKV (z.B. bei alternativer Heilkunde) spielt ebenso eine Rolle wie Anreize bei den verordnenden Ärzten (Richtgrößenprüfung) sowie Zu-zahlungen für gesetzlich Versicherte. Insofern dürften sich Preis- und Mengeneffekte in etwa die Waage halten. Diese Überlegungen lassen sich auch auf den Kontext der Hilfsmittel über-tragen. |

Quelle: Eigene Analysen

Der Preiseffekt gründet sich im Wesentlichen auf unterschiedliche Vergütungsregularien bzw. Gebührenordnungen. Dabei lässt sich für den Bereich der ambulanten ärztlichen Versorgung aufgrund einer höheren Honorierung der Ärzte bei PKV-Versicherten eine Dominanz des Preiseffektes ableiten. Ebenso sollte sich die Leistungsdifferenz im Bereich der Arznei- und Verbandsmittel im Wesentlichen auf den Preiseffekt gründen. Im stationären Bereich ist dage-gen vermutlich der Mengeneffekt die zentrale Komponente, da das praktizierte Fallpauschalensystem zu vergleichbaren Preisen für PKV- und GKV-Leistungen führt. Über alle Leistungs-bereiche und Kohorten hinweg gehen wir im Basisjahr 2013 davon aus, dass sich die Lei-stungsdifferenz in einen Preiseffekt von ca. 60 Prozent und einen Mengeneffekt von ca. 40 Prozent aufteilt.

Der Dynamisierungseffekt spiegelt sich annahmegemäß in der unterstellten Wachstumsrate des medizinisch-technischen Fortschritts wider. Wachsen GKV- bzw. PKV-Leistungen zukünf-

¹² Teilweise bestehen Selektivverträge von Krankenkassen für elektive Krankenhauseinweisungen.

¹³ Vgl. Wasem et al. (2013) und Walendzik, Greß, Manouguian und Wasem (2008).

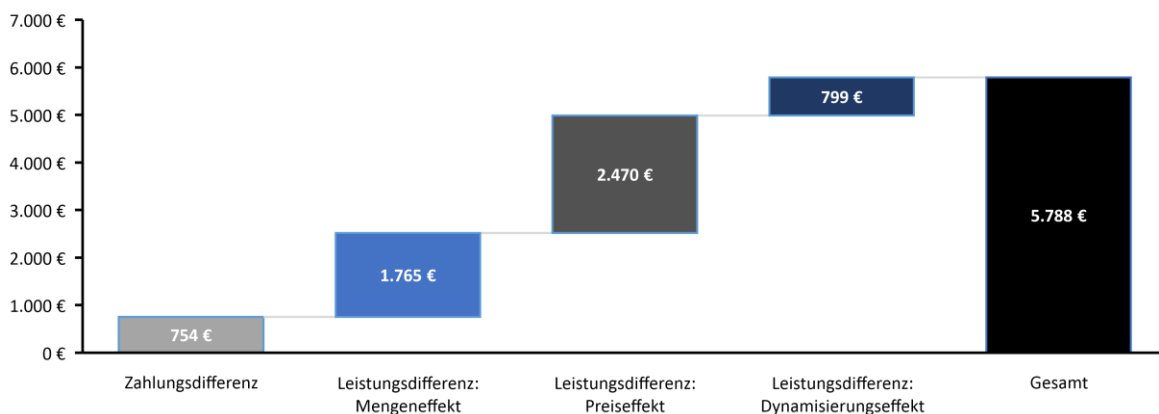
¹⁴ Beispiele dafür sind der Apothekenrabatt (§130 SGB V), Festbeträge, die Aut-idem Regelungen und kassenindivi-duelle Rabattverträge nach §130a Abs. 8 SGB V. Darüber hinaus enthalten die Rahmenverträge, zwischen Kran-kenkassen und Kassenärztlichen Vereinigungen, Arzneimittelvereinbarungen mit begrenzten Ausgabenvolumina der von Vertragsärzten veranlassten Leistungen und Wirtschaftlichkeitsprüfungen des Ordnungsverhaltens, die sowohl Preis (durch die Auswahl wirtschaftlicherer Alternativen) als auch Menge beeinflussen. Ein Aspekt, der wiederum die Arzneimittelkosten in der PKV senken könnte, ist deren generösere Erstattung von OTC-Arzneimittel, wodurch womöglich verschreibungspflichtige Arzneimittel durch günstige Arzneimittel substituiert werden, die nicht unter die Arzneimittelpreisverordnung fallen.

¹⁵ Ein Indiz dafür ist auch der überproportional hohe Anteil (23,88 Prozent im Jahr 2015) von out-of-pocket-Zahlun-gen privater Haushalte zur Finanzierung der Zahnarztpraxen nach der Gesundheitsausgabenrechnung, die zu ei-nem Großteil aus Eigenleistungen von GKV-Versicherten bestehen dürften (<http://www.gbe-bund.de>).

tig mit der entsprechenden Rate, vergrößert sich dadurch die absolute Leistungsdifferenz. Dieser Unterschied kann als die bessere Verfügbarkeit medizinischer Innovationen in der PKV aufgefasst werden.¹⁶ Einschränkend zu diesem Vorgehen ist allerdings in den letzten Jahren im Hinblick auf Erstattungsregulierungen, bspw. Abschläge pharmazeutischer Hersteller nach § 130b SGB V, bei Innovationen eine Konvergenz zwischen PKV und GKV-Leistungen zu erkennen.

Abbildung 3 illustriert nun die Effekte der Einführung einer Bürgerversicherung am Beispiel des durchschnittlichen Haushalts eines im Basisjahr 40-jährigen männlichen Beihilfeberechtigten. Insgesamt ginge eine solche Reform für diesen Haushalt mit einer monetären Schlechterstellung von 5.788 Euro pro Jahr einher. Dieser Wert ergibt sich aus den Komponenten der Zahlungsdifferenz mit 754 Euro, dem Mengeneffekt i.H.v. 1.765 Euro, einem Preiseffekt i.H.v. 2.470 Euro und einem Dynamisierungseffekt i.H.v. von 799 Euro.

Abbildung 3: Quantifizierung der Annuitäten der Zahlungs- und Leistungsdifferenz am Beispiel eines Haushalts mit einem männlichen, 40-jährigen Haushaltsvorstand



Quelle: Eigene Berechnungen. Basisszenario: Diskontrate $r = 3\%$, Wachstumsrate allgemeines Produktivitätswachstum $g = 1,5\%$, Wachstumsrate medizinisch-technischer Fortschritt $= 0,5\%$

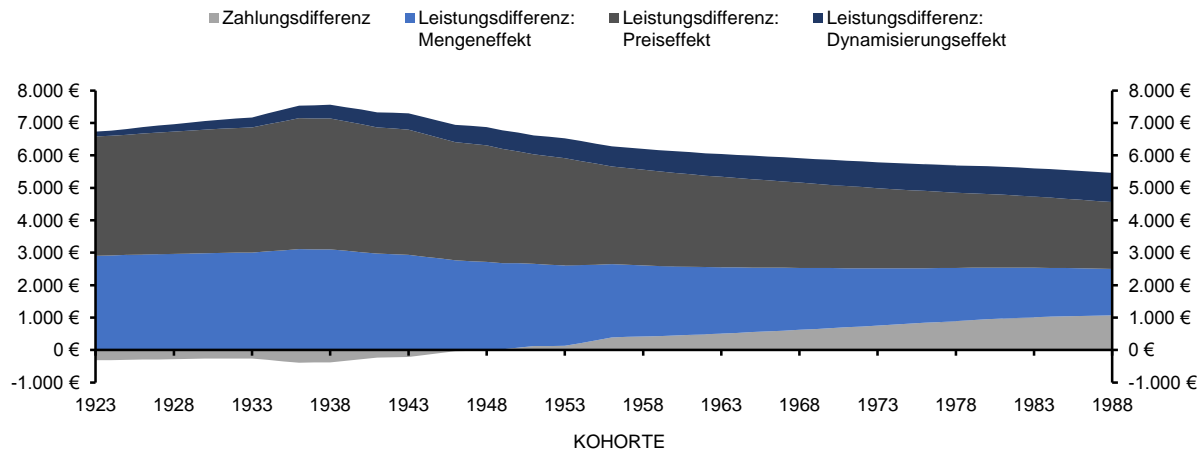
Abbildung 4 und **5** stellen nun die einzelnen Effekte nach Kohorte des Haushaltsvorstands für männliche bzw. weibliche Haushalte dar. Wie sich zeigt, ist die Bedeutung der in Preis-, Mengen- und Dynamisierungseffekt aufgeteilten Leistungsdifferenz über alle Kohorten und beide Geschlechter hinweg die dominierende Komponente gegenüber der Zahlungsdifferenz.

Im Maximum erreicht die Leistungsdifferenz bei männlichen Haushalten einen Wert von über 7.000 Euro. Preis- und Mengeneffekte liegen für ältere Kohorten im Vergleich zu jüngeren Jahrgängen auf einem höheren Niveau. Gründe dafür sind die relativ hohe Leistungsanspruchnahme über den verbleibenden Lebenszyklus sowie die höhere Eherate bei älteren Ko-

¹⁶ Die Befürworter des dualen Systems sehen gerade in der generöseren – zumindest aber zeitlich früheren – Erstattung innovativer, neu auf den Markt kommender Leistungen, den eigentlichen Vorteil und Beitrag der PKV (und damit implizit auch der Beihilfe) zum deutschen Gesundheitssystem.

horten. Die Lebensjahre mit einer hohen Leistungsanspruchnahme fallen für jüngere Kohorten dagegen zu einem späteren Zeitpunkt an und werden daher stärker diskontiert. Im Gegensatz dazu kann der Dynamisierungseffekt bei jüngeren Kohorten eine größere Wirkung entfalten, da er über einen längeren Zeitraum zur Geltung kommt.

Abbildung 4: Quantifizierung der Annuitäten der Zahlungs- und Leistungsdifferenz für Haushalte mit männlichem Haushaltsvorstand

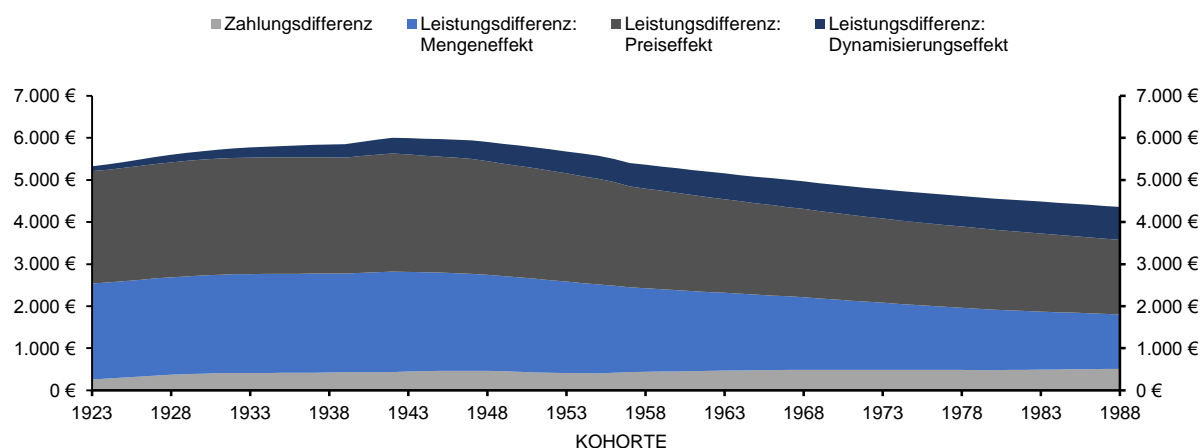


Quelle: Eigene Berechnungen. Basisszenario: Diskontrate $r = 3\%$, Wachstumsrate allgemeines Produktivitätswachstum $g = 1,5\%$, Wachstumsrate medizinisch-technischer Fortschritt $= 0,5\%$

Demgegenüber ist die Zahlungsdifferenz für 1948 und früher geborene Kohorten negativ, d.h. auf diese Perspektive beschränkt, wäre ein Systemwechsel in eine Bürgerversicherung für diese Jahrgänge sogar vorteilhaft. Bei allen jüngeren Jahrgängen ist die Zahlungsdifferenz hingegen positiv und liegt im Maximum bei etwa 1.000 Euro für die 1988 geborenen. Die Summe aus Zahlungs- und Leistungsdifferenz bewegt sich schließlich bei männlichen Haushalten zwischen knapp 7.200 Euro für die Kohorte 1938 und 5.500 Euro für die Kohorte 1988.

Der Gesamteffekt aus Zahlungs- und Leistungsdifferenz bei weiblichen Haushalten ist in **Abbildung 5** dargestellt und liegt zwischen 6.000 Euro (Jahrgang 1942) und etwa 4.400 Euro (Jahrgang 1988). Er ist somit deutlich kleiner als bei männlichen Haushalten. Ein wesentlicher Grund dafür ist die niedrigere Ehe- und Kinderrate, zudem spielt auch die geringere Leistungsanspruchnahme von Frauen im höheren Alter eine Rolle (vgl. **Abbildung 6** im Anhang). Auffällig ist weiterhin, dass die Zahlungsdifferenz über alle Kohorten hinweg positiv ist. Dieses Ergebnis erscheint im Vergleich zu **Tabelle 2** für jüngere Kohorten zunächst kontraintuitiv, da diese im Einführungsjahr 2013 geringere GKV-Beiträge als PKV-Prämien zahlen müssten. In der mittleren und langen Frist steigen die GKV-Beiträge allerdings aufgrund demographischer Entwicklungen deutlich stärker als die PKV-Prämien (vgl. Anhang 6.2).

Abbildung 5: Quantifizierung der Annuitäten der Zahlungs- und Leistungsdifferenz für Haushalte mit weiblichem Haushaltsvorstand



Quelle: Eigene Berechnungen. Basisszenario: Diskontrate $r = 3\%$, Wachstumsrate allgemeines Produktivitätswachstum $g = 1,5\%$, Wachstumsrate medizinisch-technischer Fortschritt $= 0,5\%$

Abschließend ist anzumerken, dass eine absolut trennscharfe Unterscheidung der Preis- und Mengeneffekte nicht nur aus dem Mangel an verfügbaren Daten, sondern schon allein aufgrund konzeptioneller Überlegungen schwierig ist. So induzieren insbesondere pauschalierte Vergütungen und Budgets für Arznei-, Heil- und Hilfsmittel, wie sie in der GKV Anwendung finden, sowohl Preis- als auch Mengeneffekte. Letztere können theoretisch wiederum in einen *reinen Mengeneffekt* und einen *angebotsinduzierten Mengeneffekt* unterschieden werden. Ersterer impliziert einen Mehrnutzen des breiteren Leistungskatalogs, letzterer stellt hingegen Leistungen dar, welche PKV-Versicherte in einem effizienten Gesundheitsmarkt nicht in Anspruch nehmen würden bzw. nicht angeboten bekämen. Auch hier ist eine trennscharfe Unterscheidung vermutlich nicht möglich.

In einer Bürgerversicherung nach den „Spielregeln“ der bisherigen GKV könnte man für die Bestimmung unnötiger Leistungsausweitungen die sozialrechtlich definierte Begründung des Wirtschaftlichkeitsgebots nach §12 Abs. 1 SGB V anwenden. Im Hinblick auf eine Nutzenbetrachtung gilt es allerdings zu beachten, dass Versicherte sich womöglich auch durch Therapien mit mutmaßlich überflüssigen Leistungen schlichtweg besser behandelt fühlen. Die Nachfrage nach privaten Zusatzversicherungen von heutigen GKV-Versicherten und teilweise recht generösen Satzungsleistungen mancher Krankenkassen lässt dies zumindest vermuten.

2.5 Bürgerversicherung lohnt sich (wahrscheinlich) nicht

Unsere Ergebnisse zeigen, dass ein Vergleich der Zahlungen von PKV-Prämien und Arbeitnehmerbeiträgen in der GKV als alleiniges Kriterium zur Erfassung der Belastungswirkungen einer Bürgerversicherung auf beihilfeberechtigte Haushalte zu kurz greift. Die Zahlungsdifferenz kommt lediglich auf einen maximalen Anteil von knapp 20 Prozent. Der weitaus größere Teil dieser Belastung kann folglich durch die monetäre Differenz der Versicherungsleistungen,

der Leistungsdifferenz, erklärt werden. Wird diese berücksichtigt, erreicht der Unterschied zwischen dem Status quo aus PKV und Beihilfe und dem Szenario Bürgerversicherung Dimensionen von bis zu 6.000 Euro (weibliche Haushalte) bzw. 7.000 Euro (männliche Haushalte) pro verbleibendem Lebensjahr.

Die hier berechneten Effekte zeigen sich dabei robust gegenüber Variationen der unterstellten Annahmen zu Diskontrate, der Wachstumsrate der Gesundheitsausgaben, Morbidität bzw. der Leistungsanspruchnahme der Beihilfeberechtigten und der Kostendämpfungspauschale. Selbst im günstigsten Fall verbleibt für Beihilfeempfänger durch die Einführung einer Bürgerversicherung über den verbleibenden Lebenszyklus eine jährliche Mehrbelastung i.H.v. mehreren tausend Euro (vgl. Anhang 6.4.).

Was bedeuten nun unsere Ergebnisse im Hinblick auf ableitbare Kompensationsforderungen von Beihilfeberechtigten für den Fall der Einführung einer Bürgerversicherung? Betrachtet man die Zahlungsdifferenz aus PKV-Prämien und GKV-Beiträgen, so ist eine – oft geforderte – haushaltsspezifische Kompensation kritisch zu bewerten. Ältere Haushalte würden durch eine Bürgerversicherung im Durchschnitt profitieren, jüngere Haushalten hingegen wären im Durchschnitt stärker belastet. Insofern könnte eine zielgenaue Kompensation auf Haushaltsebene zu dem sozialpolitisch schwierig zu rechtfertigendem Ergebnis führen, dass jüngere Single-Beamtenhaushalte einen Ausgleich erhalten, wohingegen ältere Beamtenhaushalte mit mehreren Familienmitgliedern ggf. Zahlungen zu leisten hätten. Dieses Ergebnis würde auch dem der GKV inhärenten Solidaritätsgedanken zuwiderlaufen, der sich – neben einkommensabhängigen Beiträgen – gerade in der beitragsfreien Familienmitversicherung widerspiegelt. Zudem führen gerade Befürworter einer Bürgerversicherung die fehlende „Solidarität“ der PKV-Versicherten ins Feld.

Noch kontroverser ist vermutlich die Diskussion über eine Kompensation der Leistungsdifferenz. Gerade der Preiseffekt dürfte hier besonderes Augenmerk auf sich ziehen, denn schließlich erhalten GKV-Versicherte die gleiche Behandlung bei einem Arzt mit Kassenzulassung. Allerdings besteht ebenfalls die Möglichkeit, dass die generösere Vergütungsstruktur auch qualitative Auswirkungen auf die Leistungsbereitstellung hat. Zumindest theoretisch hat der Arzt einen finanziellen Anreiz, Privatpatienten besser zu behandeln, indem bspw. mehr Zeit für Beratung aufgewendet wird. Darüber hinaus weisen Sundmacher und Kopetsch (2013) sowie Roll, Stargardt und Schreyögg (2012) und Schellhorn (2007) signifikant kürzere Wartezeiten von PKV-Versicherten gegenüber GKV-Versicherten bei einem Facharzttermin nach. Roll et al. (2012) sowie Schellhorn (2007) zeigen diesen Effekt auch bei Hausärzten. Somit könnte der Preiseffekt, zumindest anteilig, im Sinne eines Leistungsversprechens interpretiert werden.

Des Weiteren besteht schon heute ein Interesse von GKV-Versicherten an Leistungen, welche über die GKV-Pflichtleistungen hinausgehen, etwa im Bereich der zahnmedizinischen Behandlung, Auslandskrankenversicherungen oder Homöopathie. Diese Mehrleistungen werden entweder direkt über private Zusatzversicherungen oder durch die Wahl einer gesetzlichen Krankenkasse mit einem vergleichsweise generösen Leistungskatalog abgedeckt. Die Einführung einer Bürgerversicherung ohne Kompensation, würde aus Sicht des beihilfeberechtigten Haushalts somit eine „Gehaltskürzung“ implizieren, da die wegfallenden Leistungen komplementär hinzugekauft werden müssten. Anders verhält es sich hingegen bei medizinisch nicht unmittelbar sinnvollen Mehrleistungen, wie sie z.B. im Zusammenhang mit Überdiagnostiken auftreten. Eine Aufteilung des gesamten Mengeneffektes in reine Mehrleistung und einen angebotsinduzierten Effekt ist leider nicht möglich. Eine anteilige Kompensationsforderung ließe sich auf dieser Grundlage vermutlich dennoch ableiten. Gleiches gilt in Bezug auf den Dynamisierungseffekt.

Wie implizit bei allen uns bekannten Modellrechnungen zur Bürgerversicherung kann argumentiert werden, dass ein genereller Verzicht auf Mehrleistungen durch den Status quo aus PKV und Beihilfe ein Beitrag der Beamten zur solidarischen Bürgerversicherung wäre. Allerdings ergäbe sich dann ein weiteres, bislang in der Diskussion nicht berücksichtigtes Hemmnis: Losgelöst von juristischen Hürden würden es sich die Interessensvertreter der Beamtenschaft vermutlich nicht nehmen lassen, entsprechende Kompensationsforderungen geltend zu machen. Würde die gesamte Leistungsdifferenz abgegolten, läge das Volumen anfangs auf einem jährlichen Niveau von insgesamt 14 bis 15 Mrd. Euro. Gelänge es auch nur ein Drittel davon als finanzielle Kompensationen durchzusetzen, bliebe von den an anderer Stelle berechneten fiskalischen Vorteilen einer Bürgerversicherung für die Gebietskörperschaften i.H.v. 3-4 Mrd. Euro nicht mehr viel übrig (vgl. z.B. Ochmann et al., 2017). Bei höheren Forderungen würde der Business Case „Bürgerversicherung“ aus Sicht der Bundesländer kurzfristig sogar negative fiskalische Konsequenzen nach sich ziehen – und dies ungefähr zeitgleich mit dem Anziehen der Schuldenbremse.

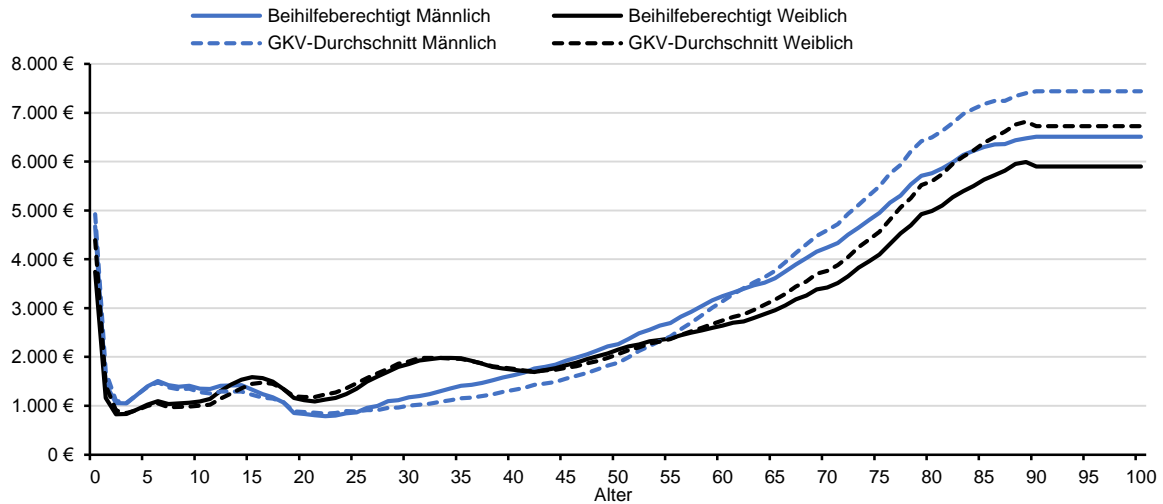
Zum Abschluss sei noch darauf hingewiesen, dass unsere Analysen auch für den Status quo wichtige neue Informationen beinhalten: Die Ergebnisse zur Leistungsdifferenz implizieren, dass auf die Beihilfe in mittlerer bis fernerer Zukunft Lasten zukommen, welche den Pensionslasten ebenbürtig sein dürften. Insofern ist zu erwarten, dass die Beihilfe vor gewaltigen Herausforderungen steht. Sie muss sich entweder dem Regulierungsrahmen der GKV annähern, indem die Leistungserbringer durch niedrigere Preise reguliert werden und das Ausmaß der Generosität gegenüber Beihilfeempfängern zurückgefahren wird, oder es müssen entsprechende Rückstellungen gebildet werden. Beide Wege sind nicht unproblematisch: Im ersten

Fall, der Annäherung an die GKV, würde sich vermutlich ein breiter Widerstand bei den Leistungserbringern zeigen. Zusätzlich könnte eine nachlassende „Attraktivität“ der Beihilfe als Gehaltsbestandteil zu einer schlechteren Qualität von Beamtenanwärtern führen bzw. zu einer sinkenden Motivation der derzeitigen Beamtenschaft. Im letzteren Fall, der Bildung von Altersrückstellungen, würden auf die Beihilfeträger kurzfristig neue Ausgaben zukommen, die wiederum eine Einhaltung der Schuldenbremse ab 2020 unmöglich machen.

2.6 Anhang

2.6.1 Simulation der GKV-Leistungsprofile

Abbildung 6: Simulierte GKV-Leistungen von Beihilfeberechtigten vs. GKV-Durchschnitt im Einführungsjahr 2013



Quelle: Eigene Berechnungen, vgl. Abschnitt 2.2.2

Formal ergeben sich die in **Abbildung 6** dargestellten simulierten GKV-Leistungen für Beihilfeberechtigte nach Alter i , Geschlecht j und Hauptleistungsbereich HLB wie folgt:

$$\text{Simulierte GKV Leistung Beihilfeberechtigte}_{i,HLB}^j = \alpha \beta_{i,HLB}^j \text{ GKV Leistung (RSA)}_{i,HLB}^j$$

i : 0-100 Jahre

j : männlich, weiblich

HLB: „Stationärer Bereich“, „Zahnmedizinischer Bereich“, „ambulante ärztliche Versorgung“, „Arznei- & Verbandmittel“, „Heil- & Hilfsmittel“, „Sonstige Leistungen“

α : Der Faktor α hat im Standardfall den Wert 0,9 und gibt den bereinigten Morbiditätsfaktor für PKV Versicherte wider. Dieser ist abgeleitet aus dem (RSA)-Risikofaktor (zu dessen Berechnung vgl. Drösler et al. (2011, S. 41) der Techniker Krankenkasse (TK), der für das Jahr 2013 schätzungsweise bei ca. 0,8 lag.¹⁷ Dieser kann in Analogie zur Verteilung der Zuweisungen aus dem Gesundheitsfonds (BVA, 2013a, S. 5) hälftig durch die beiden Faktoren Alters- bzw. Geschlechtsstruktur und (alters- und geschlechtsbereinigte) Morbidität erklärt werden.

$\beta_{i,HLB}^j$: Der Faktor β bildet den Morbiditätsunterschied zwischen PKV-Versicherten mit und ohne Beihilfeberechtigung ab. Dieser wird aus dem Verhältnis der Kopfschadenprofile nach BaFin (2013) wie folgt ermittelt:

$$\beta_{i,HLB}^j = \frac{\text{Kopfschaden PKV Beihilfeberechtigte}_{i,HLB}^j}{\text{Kopfschaden PKV Gesamt}_{i,HLB}^j}$$

Hinsichtlich der Leistungsbereiche (LB) wird „Stationär“, „Zahn“ und „Ambulant“ unterschieden. Der Faktor $\beta_{i,Ambulant}^j$ findet Anwendung in den Hauptleistungsbereichen „ambulante ärztliche Versorgung“, „Arznei- & Verbandmittel“, „Heil- & Hilfsmittel“ sowie „Sonstige Leistungen“.

¹⁷ Die durchschnittlichen Zuweisungen je GKV-Versicherten lagen 2013 bei ca. 2.748 Euro (Zuweisungen Gesundheitsfonds = 191.990 Mio. Euro / Anzahl GKV-Versicherte = 69.854.922, vgl. BVA (2014) und BMG (2013b), je Mitglied der TK dagegen bei 2.278 Euro, vgl. DFG (2017) DFG (2017). Somit ergibt sich ein RSA-Risikofaktor von ca. 0,8. Nach BVA (2013a) liegt eine Krankenkasse mit mehr als einer Million Mitgliedern und einem RSA-Risikofaktor von ca. 0,8 vor.

2.6.2 GKV-Beitragssatzprognose in einer Bürgerversicherung

Tabelle 5: GKV-Beitragssatz 2013, 2020 und 2040 – Bürgerversicherung vs. Status quo

| | Zusätzliche Leistung- und Verwaltungsausgaben (Mrd. Euro) | Beitragsmehreinnahmen (Mrd. Euro) | Beitragssatz Bürgerversicherung | Beitragssatz Status Quo |
|-------------------------|---|--------------------------------------|------------------------------------|----------------------------|
| Einführungsjahr 2013 | 19,97 + 1,49 = 21,45 | 40,91 | 14,16 % | 15,5 % |
| 2020 | / | | 15,3 % | 16,7 % |
| 2040 | | | 18,9 % | 20,7 % |
| 2060 | | | 21,8 % | 24,0 % |

Quelle: Eigene Berechnungen. Grundlage sind die bestehenden Regelungen der GKV. Beiträge und Leistungen werden mit der Wachstumsrate des allgemeinen Produktivitätsfortschritts i.H.v. $g = 1,5\%$ und des medizinisch-technischem Fortschritts i.H.v. $0,5\%$ fortgeschrieben. Die Bevölkerungsprojektion orientiert sich an den Annahmen der 13. Koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes in der Variante G1_L1_W1, allerdings basierend auf der Ist-Bevölkerung der Jahre 2013 bis 2015 und den Sterbetafeln des Jahres 2015 sowie einer leicht erhöhten Fertilität von insgesamt 1,5 Geburten pro fertiler Frau. Für bislang PKV-Versicherte ohne Beihilfeberechtigung werden Krankengeldausgaben gemäß RSA-Profil mit dem Faktor 0,3 unterstellt. Dieser Wert entspricht dem Verhältnis von freiwillig GKV-Versicherten Beschäftigten vs. GKV-pflichtversichert Beschäftigten (<http://www.gbe-bund.de>). Beamte erhalten diese Leistung nicht, da Krankentagegeld als Lohnsubstitut im Falle von Krankheit dient, und dieser Tatbestand bei Beamten aufgrund der erweiterten Fortzahlung der Bezüge nicht eintritt. Die angepassten Profile werden unter Berücksichtigung der neuen GKV-Population sowie der angegebenen Parameter bei konstantem Steuerzuschuss fortgeschrieben.

In anderen Berechnungen ergibt sich ein kurzfristiges Potential für Beitragssenkungen bei einem Stichtagsübergang aller Privatversicherten zwischen 0,1 Prozentpunkten bei Augurzky und Felder (2013) und 2,2 Prozentpunkten bei Rothgang et al. (2011), wobei im letzteren Fall eine Anhebung der Beitragsbemessungsgrenze und -grundlage stattfindet. Augurzky und Felder (2013) berechnen sogar eine Beitragssatzsteigerung von 0,7 Prozentpunkten, wenn zusätzlich zum Verbot des Neugeschäfts für die PKV bisherige PKV-Versicherte eine Wahloption zur GKV hätten, da hier vermehrt „schlechte Risiken“, d.h. v.a. ältere Versicherte mit hohen Ausgaben/Prämien und Familien mit vielen Kindern in die GKV wechseln würden.

2.6.3 Formale Berechnung der Annuitäten der Zahlungs- und Leistungsdifferenz

$$\text{Annuität NPV(HH)}_k^j = \text{NPV(HH)}_k^j * \frac{(1+r)^{D-t+k} * r}{(1+r)^{D-t+k} - 1}$$

$$\text{NPV(HH)}_k^j = \sum_{s=2013}^{k+D} c_{s,k}^j (\text{Leistungsdifferenz bzw. Zahlungsdifferenz}) (1+r)^{t-s}$$

Die Leistungsdifferenz der Haushalte (HH) mit einem Vorstand des Geschlechts j und der Kohorte k (Leistung $\text{PKV}_{s,k}^j - \text{Leistung GKV}_{s,k}^j$) wird nach den in **Tabelle 4** dargestellten Hauptleistungsbereichen in einen Mengen- und Preiseffekt aufgeteilt. Diese haushaltsbezogenen Zahlungsströme werden mit der Überlebenswahrscheinlichkeit des Haushaltsvorstandes $c_{s,k}^j$ im Jahr s über den Lebenszyklus bis zur maximalen Lebenserwartung ($D = 100$ Jahre) fortgeschrieben und mit der Diskontrate r auf das Basisjahr $t = 2013$ abgezinst. Etwaige Hinterbliebenenleistungen nach dem Tod des Haushaltsvorstandes werden ebenfalls wie folgt angerechnet:

$$\sum_{s=2013}^{k+D} (1 - c_{s,k}^j) \text{Eherate}_{s,k}^j \text{WI} * \sum_{s=2013}^{k_w+D} c_{s,k_w}^{j_w} (\text{Leistungsdifferenz bzw. Zahlungsdifferenz}) (1+r)^{t-s}$$

Mit $(1 - c_{s,k}^j)$: Sterbewahrscheinlichkeit des Haushaltsvorstandes. $\text{Eherate}_{s,k}^j$: Anzahl Partner des Haushaltsvorstands. WI : Die Wahrscheinlichkeit, dass ein hinterbliebener Partner Beihilfeberechtigt ist, hier mit 0,5 angenommen. $c_{s,k_w}^{j_w}$: Überlebenswahrscheinlichkeit des hinterbliebenen Partners des Geschlechts j_w und der Kohorte k_w . Nach dieser Logik wird auch die Zahlungsdifferenz (Beitrag $\text{GKV}_{s,k}^j - \text{Prämie PKV}_{s,k}^j$) berücksichtigt.

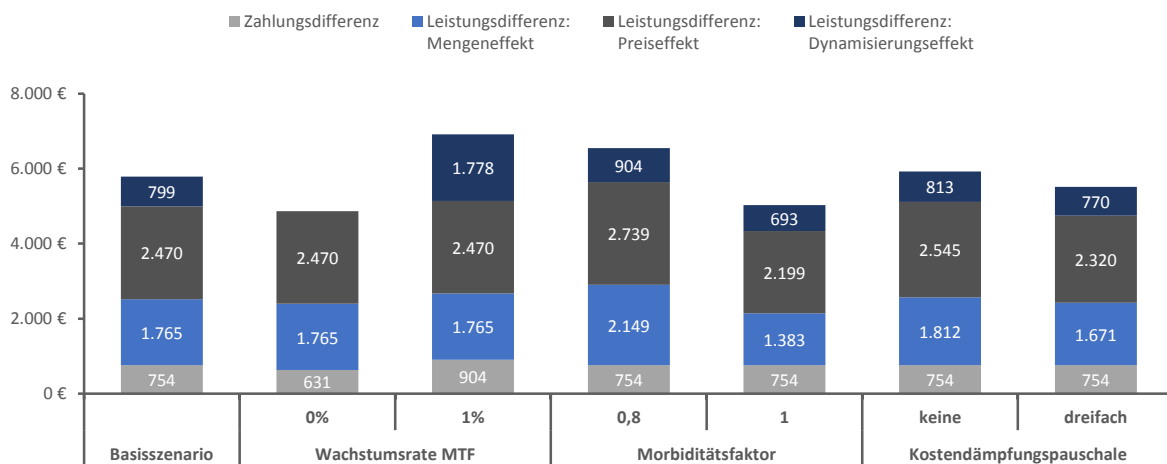
2.6.4 Sensitivitätsanalysen und Modellspezifikationen

Tabelle 6: Annuitäten (Gesamteffekt) bei Variation der Diskontrate um $\pm 0,5$ Prozentpunkte

| Zahlungs- und Leistungsdifferenz | | | | | | | | | | | | |
|----------------------------------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-----------------------------|------|------|------|------|------|
| Alter Haushaltsvorstand | Absolut | | | | | | Verhältnis zu Basisszenario | | | | | |
| | 25 | | 40 | | 55 | | 25 | | 40 | | 55 | |
| Diskontrate | M | W | M | W | M | W | M | W | M | W | M | W |
| 2,50% | 6.006 | 4.871 | 6.158 | 5.141 | 6.379 | 5.537 | 1,10 | 1,12 | 1,06 | 1,08 | 1,03 | 1,04 |
| 3,00% | 5.462 | 4.358 | 5.788 | 4.774 | 6.166 | 5.319 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| 3,50% | 4.975 | 3.899 | 5.442 | 4.431 | 5.960 | 5.108 | 0,91 | 0,89 | 0,94 | 0,93 | 0,97 | 0,96 |

Quelle: Eigene Berechnungen. Die grau unterlegte Zeile stellt das Basisszenario dar: Wachstumsrate allgemeines Produktivitätswachstum $g = 1,5\%$, Wachstumsrate medizinisch-technischer Fortschritt $= 0,5\%$, Morbiditätsfaktor $= 0,9$ und einfache Kostendämpfungspauschale.

Abbildung 7: Auswirkungen ausgewählter Modellspezifikationen am Beispiel eines Haushalts mit einem männlichen, 40-jährigen Haushaltsvorstand



Quelle: Eigene Berechnungen. Basisszenario: Diskontrate $r = 3\%$, Wachstumsrate allgemeines Produktivitätswachstum $g = 1,5\%$, Wachstumsrate medizinisch-technischer Fortschritt $= 0,5\%$, Morbiditätsfaktor $= 0,9$ und einfache Kostendämpfungspauschale

3 Das Hamburger Beihilfemodell - Ein Vergleich der internen Renditen von GKV und PKV¹⁸

Zusammenfassung:

Zu Beginn ihrer Karriere verfügen Beamte über das Privileg zwischen einer Absicherung im System der gesetzlichen Krankenversicherungen (GKV) und den privaten Krankenversicherungen (PKV) wählen zu dürfen. Bislang entscheiden sich die meisten Beamten für letztere, auch weil sie in der GKV sowohl Arbeitnehmer- als auch Arbeitgeberbeitrag zahlen müssten, in der PKV dagegen eine Kostenbeteiligung im Rahmen der Beihilfe vorgesehen ist. Die Stadt Hamburg hat nun jedoch beschlossen, zukünftig Arbeitgeberzuschüsse zur GKV zu leisten, um damit eine „echte Wahlfreiheit“ herzustellen. Wir zeigen anhand eines Vergleichs der internen Renditen in beiden Systemen, dass sich das Kalkül für den Durchschnittsbeamten trotz dieser gefeierten Reform kaum verändern wird. Vielmehr wird es wahrscheinlich zu einer verstärkten adversen Selektion von hohen Gesundheitsrisiken zu Lasten der GKV kommen.

Schlüsselwörter: Adverse Selektion; Beihilfe; Interne Rendite; Krankenversicherung

¹⁸ Der folgende Aufsatz ist in Zusammenarbeit mit den folgenden Personen entstanden:

Christian Hagist, WHU – Otto Beisheim School of Management, Lehrstuhl für Generationenübergreifende Wirtschaftspolitik, Burgplatz 2, D-56179 Vallendar, E-Mail: christian.hagist@whu.edu
Stefan Fetzer, Hochschule Aalen, Beethovenstraße 1, D-73430 Aalen, E-Mail: stefan.fetzer@hs-aalen.de

Der Aufsatz ist veröffentlicht, vgl. dazu:

Bührer, C., Hagist, C. und S. Fetzer (2018c), Das Hamburger Beihilfemodell – Ein Vergleich der internen Renditen von GKV und PKV, *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, 107(1), 85-108.

3.1 Einleitung

Seit 2009 gilt in Deutschland eine allgemeine Krankenversicherungspflicht für alle Bürger. Beamte haben dabei zu Beginn ihrer Karriere das Privileg sich unabhängig ihres Einkommens entweder für eine freiwillige Mitgliedschaft in der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) oder für einen privaten Versicherungsschutz entscheiden zu können.¹⁹ Bei Abschluss eines Vertrags mit einem Unternehmen der privaten Krankenversicherung (PKV) ist für Beamte eine Kostenbeteiligung des Dienstherrn, die sogenannte Beihilfe, vorgesehen. Beamten und ihren beihilfeberechtigten Familienangehörigen werden in diesem Rahmen 50 bis 80 Prozent der Kosten der in Anspruch genommenen Gesundheitsleistungen erstattet.²⁰ Somit muss lediglich für das verbleibende Kostenrisiko ein entsprechender Tarif der PKV abgeschlossen und die dazugehörige Prämie gezahlt werden. Bei einer Mitgliedschaft in der GKV tragen Beamte dagegen bislang den Gesamtbeitrag aus Arbeitnehmer- und Arbeitgeberanteil.

Es verwundert daher kaum, dass die überwiegende Mehrheit der Beamtenschaft derzeit privat versichert ist. Haben sich Beamte in der Vergangenheit für die GKV entschieden, liegen i.d.R. Vorerkrankungen beim Beamten bzw. beihilfeberechtigten Familienangehörigen vor, oder es handelt sich um sehr kinderreiche Haushalte. Beide Fälle führen auf Haushaltsebene – trotz Beihilfeleistungen – zu relativ hohen PKV-Prämien, während der GKV-Beitrag aufgrund der Beitragsbemessungsgrenze nach oben hin gedeckelt ist.²¹ Es kommt somit zu einer Risikoselektion zu Gunsten der PKV bzw. Beihilfe.²²

Der Hamburger Senat hat nun im Sommer 2017 für seine Beamten beschlossen, dass sich die Hansestadt bei einer Mitgliedschaft in der GKV zukünftig mit einem Arbeitgeberzuschuss beteiligt. Durch diese laut Hamburger Senat „echte Wahlfreiheit“ sollte sich künftig aus theoretischer Sicht *ceteris paribus* eine Verschiebung des Kalküls zwischen PKV und GKV zu Gunsten letzterer ergeben. Die Frankfurter Allgemeine Zeitung sprach in ihrer Ausgabe vom

¹⁹ Beamte gehören als Berufsgruppe nicht zum Kreis der Pflichtversicherten in der GKV. Die Option, sich freiwillig in der GKV zu versichern, greift im Wesentlichen nur für neue Beamte zu Beginn ihrer Karriere. Danach ist diese Entscheidung bei erstmaliger Wahl für einen Versicherungsschutz in der PKV nur in Einzelfällen revidierbar, weil §9 Abs. 1, Nr. 1, Satz 1 SGB V eine freiwillige Versicherung in der GKV von Vorversicherungszeiten in selbiger abhängig macht. Für Personen über dem 55. Lebensjahr schließt §6 Abs. 3a SGB V eine Rückkehr von langjährig privat Versicherter Personen in die GKV weitgehend aus.

²⁰ Grundlage ist hier die Bundesbeihilfeverordnung. Direkt beihilfeberechtigt ist demnach der Beamte bzw. Pensionär selbst. Indirekt berücksichtigungsfähig sind ggf. Ehepartner und Kinder. Ebenfalls direkt beihilfeberechtigt sind Richter, zusätzlich sind auch die Angehörigen der Empfänger von Heilfürsorge, d.h. vor allem Soldaten und Polizisten, berücksichtigungsfähig. Letztere Gruppe ist jedoch nicht Gegenstand der folgenden Analysen. Für Hinterbliebene besteht gegebenenfalls ebenfalls ein Beihilfeanspruch. Während der aktiven Dienstzeit wird Beamten für das Gros der in Anspruch genommenen Leistungen die Hälfte der Kosten durch die Beihilfe erstattet (bei ≥ 2 Kindern gelten teilweise höhere Sätze). Beihilfeberechtigten Partnern bzw. Pensionären wird 70 Prozent und Kindern 80 Prozent der Kosten erstattet.

²¹ Wahrscheinlich dürfte es auch Wechselfälle geben, welche mit „Idealismus“ zu begründen sind.

²² Vgl. Grunow und Nuscheler (2014).

9. August 2017 deswegen im Zusammenhang mit dem Hamburger Modell von einem „Stück Sozialgeschichte“.²³

Der vorliegende Beitrag befasst sich mit diesem Kalkül und versucht die Frage zu beantworten, welches der beiden Systeme „PKV/Beihilfe“ und „GKV mit Arbeitgeberzuschuss“ aus der Sicht durchschnittlicher Beamtenhaushalte vorteilhafter ist.²⁴ Dafür analysieren wir die langfristigen finanziellen Auswirkungen beider Systeme mit Hilfe des Konzepts eines Renditemarkups, in welchem die jeweiligen internen Renditen gegenübergestellt werden.²⁵ Bei den folgenden Ausführungen konzentrieren wir uns v.a. auf jüngere Beamtenhaushalte, da das Hamburger Modell eine reale Wahlfreiheit im Wesentlichen für jüngere und insbesondere neue Beamte ermöglicht.²⁶

Unser Beitrag gliedert sich wie folgt: Im nächsten Kapitel stellen wir unsere grundlegende methodische Vorgehensweise zur Berechnung der internen Renditen vor (Abschnitt 3.2.1). In Kapitel 3.2.2 legen wir einen Fokus auf bestehende Unterschiede zwischen den Versicherungssystemen und den resultierenden Ursachen für Renditeunterschiede. Das Unterkapitel 3.2.3 erläutert die Datengrundlage und die Annahmen der dynamischen Fortschreibung. Die Präsentation und die Sensitivitätsanalyse der Ergebnisse erfolgt in Kapitel 3.3, während Abschnitt 3.4 den Beitrag mit einer Diskussion unserer Ergebnisse beschließt.

3.2 Methodik und Daten

3.2.1 Berechnung interner Renditen in den Systemen „PKV/Beihilfe“ und „GKV mit Arbeitgeberzuschuss“

Ziel unserer Analyse ist eine Aussage darüber zu erhalten, welches der beiden Systeme „PKV/Beihilfe“ und „GKV mit Arbeitgeberzuschuss“ aus Sicht eines Beamtenhaushalts finanziell vorteilhafter ist. Im System PKV/Beihilfe stehen als Zahlungsströme hierbei den PKV-Prämien, die für alle beihilfeberechtigten Haushaltsmitglieder gezahlt werden, die von PKV und Beihilfe erstatteten Leistungen entgegen. Im System „GKV mit Arbeitgeberzuschuss“, im Folgenden „GKV“ genannt, sind Partner und Kinder dagegen i.d.R. beitragsfrei mitversichert.²⁷ Somit fällt beim Beamtenhaushalt in diesem System als Zahlung der Arbeitnehmeranteil zur

²³ Vgl. Mihm (2017).

²⁴ Grundlage der Beihilferegelungen ist die Bundesbeihilfeverordnung unter Berücksichtigung eines Arbeitgeberzuschusses.

²⁵ Im Einzelfall ist dies von zahlreichen Variablen (Kinderzahl, Gehalt, Vorerkrankungen, etc.) abhängig, der repräsentative Durchschnitt stellt jedoch eine erste Informationsquelle dar.

²⁶ Nach Art. 31 GG bricht Bundesrecht Landesrecht. D.h. ohne weitere Änderungen des SGB V zur Möglichkeit der freiwilligen Versicherung in der GKV betrifft die Verschiebung des oben beschriebenen Kalküls im Wesentlichen neue Beamten, vgl. Fußnote 19.

²⁷ Ggf. müssen Ehepartner relativ geringe Beitragszahlungen leisten, sollten entsprechende beitragspflichtige Einnahmen vorliegen. So sind Ehepartner nach BBhV mit Einkünften bis zu 17.000 Euro beihilfeberechtigt, während in der GKV eine beitragsfreie Mitversicherung nur bei Einkünften bis zu 5.400 Euro p.a. möglich ist. Somit kann in Einzelfällen eine Beihilfeberechtigung und gleichzeitig eine Beitragspflicht bestehen.

GKV an, dem die erhaltenen GKV-Leistungen des Haushaltsvorstands und aller beitragsfrei mitversicherten Familienmitglieder entgegenstehen. Die Haushaltsperspektive spiegelt daher die reale Belastungssituation gegenüber einer Individualbetrachtung besser wider, da sich in beiden Systemen wesentliche Bestandteile der Versicherungsleistung bzw. Alimentation auf Familienmitglieder erstrecken.

Zur Quantifizierung der langfristigen Dimension berechnen wir die internen Renditen eines Beamtenhaushalts mit einem Vorstand des Geschlechts j und der Kohorte k über dessen erwarteter verbleibender Restlebenszeit in PKV/Beihilfe, $irr_{PKV,k}^j$, und GKV, $irr_{GKV,k}^j$.²⁸ Um die Vorteilhaftigkeit der Systeme zu messen verwenden wir als Kennzahl ein Renditemarkup (RMU) gemäß Formel (1):

$$RMU_k^j = \frac{irr_{PKV,k}^j}{irr_{GKV,k}^j} - 1 \quad (1)$$

Nimmt RMU_k^j Werte größer Null an, ist für den Beamtenhaushalt eine Absicherung in der PKV finanziell vorteilhafter, umgekehrt ermöglicht die GKV eine höhere Rendite, wenn der Wert von RMU_k^j kleiner Null ist. Für wechselberechtigte Beamte, die i.d.R. am Anfang ihrer Karriere stehen, können unsere Berechnungen als Entscheidungsgrundlage dienen und als Empfehlung im Sinne eines „neutralen Versicherungsmaklers“ interpretiert werden.²⁹

Grundlegend setzt die Berechnung einer internen Rendite aus Zahlungsströmen zu verschiedenen Zeitpunkten zumindest in zwei Perioden Zahlungsströme mit unterschiedlichem Vorzeichen voraus. Diese Bedingung ist für die im Weiteren betrachteten durchschnittlichen Beamtenhaushalte im System PKV/Beihilfe i.d.R. nicht erfüllt. Aufgrund der Alimentation durch die Beihilfe und des damit verbundenen Teilkaskocharakters der PKV-Prämie, liegen die im Erwartungswert erhaltenen Leistungen der Haushalte über die Restlebenszeit in jeder Periode über den gezahlten PKV-Prämien.³⁰ Theoretisch würden sich daher unendlich hohe Renditen ergeben.

Die Berechnung des Entscheidungsparameters RMU_k^j erfolgt daher durch ein modifiziertes Konzept auf Basis des folgenden Gedankenexperiments: Ausgangspunkt sei die Annahme, dass sich der Beamtenhaushalt zunächst in die präferierte Krankenversicherung einkaufen

²⁸ Als Haushaltsvorstand wird der beihilfeberechtigte Beamte bzw. Pensionär mit dem höchsten Einkommen im Haushalt definiert.

²⁹ Gegenüber anderen finanzwirtschaftlichen Kennzahlen (z.B. Barwertbetrachtungen) hat ein Vergleich interner Renditen den Vorteil, deutlich robustere Ergebnisse bei Parameteränderungen (insb. unterstelltes Wachstum der Größen und Diskontfaktor) zu generieren.

³⁰ Eine Ausnahme bildet hier die Kohorte der 1988 geborenen männlichen Haushalte, die im Basisszenario (siehe Kapitel 3.2.3) in der ersten betrachteten Periode im System PKV/Beihilfe geringfügig höhere Prämien als Leistungen aufweist. Das Problem ausschließlich negativer jährlicher Salden aus erwarteten erhaltenen Leistungen und gezahlten Beiträgen betrifft auch ältere Beamtenhaushalte im System GKV.

muss. Der versicherungsmathematisch faire Preis für die GKV entspricht dann dem Barwert der über den restlichen Lebenszyklus anfallenden jährlichen Differenzen aus erhaltenen Leistungen und bezahlten Beiträgen. Formal kann dieser faire Preis $NPV_GKV_t^j$ zum Zeitpunkt t für den Beamtenhaushalt wie folgt dargestellt werden:³¹

$$NPV_GKV_t^j = \sum_{s=t}^{k+D} c_{s,k}^j (\text{Leistung GKV}_{s,k}^j - \text{Beitrag}_{s,k}^j)(1+r)^{t-s} + \sum_{s=t}^{k+D} (1 - c_{s,k}^j) AP_{s,k}^j HBI \sum_{s=t}^{k_w+D} c_{s,k_w}^{j_w} (\text{Leistung GKV}_{s,k_w}^{j_w} - \text{Beitrag}_{s,k_w}^{j_w})(1+r)^{t-s} \quad (2)$$

In jedem betrachteten Jahr s wird der Saldo aus erhaltenen Leistungen und bezahlten Beiträgen ($\text{Leistung GKV}_{s,k}^j - \text{Beitrag}_{s,k}^j$) mit einem Diskontfaktor $(1+r)$ abgezinst, mit der Überlebenswahrscheinlichkeit des Haushaltsvorstandes ($c_{s,k}^j$) gewichtet und über den verbleibenden Lebenszyklus bis zum Erreichen der maximalen Lebenserwartung ($D = 100$ Jahre) summiert. Aufgrund der Hinterbliebenenversorgung von Beamten wird die Haushaltsbetrachtung noch zusätzlich über den Tod des Haushaltsvorstandes hinaus fortgeführt. Für den Fall der GKV werden hierbei die diskontierten jährlichen Salden des hinterbliebenen Partners ($\text{Leistung GKV}_{s,k_w}^{j_w} - \text{Beitrag}_{s,k_w}^{j_w}$) mit dessen Überlebenswahrscheinlichkeit ($c_{s,k_w}^{j_w}$) gewichtet und summiert. Die daraus resultierenden Barwerte für die hinterbliebenen Partner werden mit dem Produkt aus der Sterbewahrscheinlichkeit ($1 - c_{s,k}^j$) des Haushaltsvorstands, der Anzahl der beihilfeberechtigten Partner ($AP_{s,k}^j$) und einer Hinterbliebeneninzidenz (HBI) multipliziert.³²

In unserem Gedankenexperiment kann der faire Preis $NPV_GKV_t^j$, welcher in unserem Modell Voraussetzung für eine GKV-Versicherung ist, als Anfangsinvestition aufgefasst werden. Unter Berücksichtigung dieser Kosten und den weiteren entsprechenden Zahlungsströmen kann nun die interne Rendite der GKV berechnet werden. Diese entspricht durch das gewählte Vorgehen der unterstellten Diskontrate ($irr_{GKV,k}^j = r \forall j, k$).

Im weiteren Gang unseres Gedankenexperiments nehmen wir an, dass sich die Haushalte für den fairen Preis $NPV_GKV_t^j$ auch in das System PKV/Beihilfe einkaufen können. Die formale Berechnung von $irr_{PKV,k}^j$ erfolgt unter Berücksichtigung dieser Anfangsinvestition äquivalent

³¹ Im Folgenden verwenden wir für den Zeitpunkt t das Basisjahr 2013, vgl. auch Kapitel 3.2.3.

³² Für diese Hinterbliebeneninzidenz wird im Modell der Wert 0,5 angenommen.

zur obigen Systematik auf Basis der Zahlungsströme aus PKV- bzw. Beihilfeleistungen und PKV-Prämien anstatt GKV-Leistungen und Beiträgen:

$$\begin{aligned}
 NPV_PKV_t^j &= \\
 &\sum_{s=t}^{k+D} c_{s,k}^j (\text{Leistung}_{\text{PKV},s,k}^j - \text{Prämie}_{s,k}^j) (1 + irr_{\text{PKV},k}^j)^{t-s} + \\
 &\sum_{s=t}^{k+D} (1 - c_{s,k}^j) AP_{s,k}^j HBI \\
 &\sum_{s=t}^{k_w+D} c_{s,k_w}^{j_w} (\text{Leistung}_{\text{PKV},s,k_w}^{j_w} - \text{Prämie}_{s,k_w}^{j_w}) (1 + irr_{\text{PKV},k}^j)^{t-s} \\
 &- NPV_GKV_t^j \stackrel{\text{def}}{=} 0
 \end{aligned} \tag{3}$$

Sind sämtliche Zahlungsströme in beiden Systemen identisch, dann gilt $irr_{\text{PKV},k}^j = irr_{\text{GKV},k}^j = r \forall j, k$ d.h. der Entscheidungsparameter RMU_k^j nimmt den Wert Null an.

3.2.2 Unterschiedliche Zahlungsströme in beiden Systemen

Verschiedene Werte für $irr_{\text{PKV},k}^j$ und $irr_{\text{GKV},k}^j$ können folglich sowohl aus unterschiedlichen Zahlungsströmen aufgrund von Leistungsdifferenzen zwischen beiden Systemen resultieren als auch durch Abweichungen zwischen Beitrags- bzw. Prämienzahlungen.³³ Im Folgenden verwenden wir daher die in **Tabelle 7** dargestellten drei Modelle, um Rückschlüsse auf die Ursachen unterschiedlicher Werte des Entscheidungsparameters RMU_k^j ziehen zu können.

Aus Modell 1 ergibt sich die sog. Zahlungsdifferenz, $RMU_k^j(ZD)$, durch die Annahme identischer Leistungen in PKV/Beihilfe und GKV. Das Renditemarkup bildet folglich nur Renditeunterschiede aufgrund abweichender Zahlungsströme zwischen GKV-Arbeitnehmerbeiträgen und PKV-Prämien ab.

Aufgrund der Vermischung verschiedener Preisregulierungen und Leistungskataloge in GKV und PKV/Beihilfe ist eine Bestimmung der internen Renditen unter Berücksichtigung der gesamten monetären Leistungsdifferenz ohne weitere Differenzierung hingegen wenig aussagekräftig. Daher teilen wir die Leistungsdifferenz in einen s.g. Mengen- und Preiseffekt auf. Ersterer beinhaltet einen unterschiedlichen (i.d.R. breiteren) Leistungskatalog des PKV-Beihilfe-Systems gegenüber der GKV, wohingegen letzterer die Tatsache widerspiegelt, dass viele identische Leistungen den privat Versicherten zu einem höheren Preis angeboten werden als

³³ Die interne Rendite kann dabei auch als derjenige Zins interpretiert werden, welcher beihilfeberechtigte Haushalte indifferent zwischen beiden Versicherungsprodukten stellt. D.h. der Barwert in der PKV entspricht dem Barwert in der GKV.

den gesetzlich Versicherten. Welcher Effekt überwiegt, hängt stark vom jeweiligen Leistungsbereich ab.³⁴

Tabelle 7: Modelle zur Berechnung der internen Renditen und zu Grunde liegende Annahmen

| Modell | irr_{PKV} | Annahme zur Berechnung der Leistungen in PKV und Beihilfe | Resultierender Effekt |
|--------|---------------------|---|---|
| 1 | $irr_{PKV,k}^j(M1)$ | Leistung _{PKV} = Leistung _{GKV} | Zahlungsdifferenz: $RMU_k^j(ZD) = \frac{irr_{PKV,k}^j(M1)}{irr_{GKV,k}^j} - 1$ (4) |
| 2 | $irr_{PKV,k}^j(M2)$ | Leistung _{PKV} = (Leistung PKV + Leistung Beihilfe) Zu Preisen der GKV | Mengeneffekt: $RMU_k^j(ME) = \frac{irr_{PKV,k}^j(M2) - irr_{PKV,k}^j(M1)}{irr_{GKV,k}^j}$ (5) |
| 3 | $irr_{PKV,k}^j(M3)$ | Leistung _{PKV} = (Leistung PKV + Leistung Beihilfe) Zu Preisen der PKV | Preiseffekt: $RMU_k^j(PE) = \frac{irr_{PKV,k}^j(M3) - irr_{PKV,k}^j(M2)}{irr_{GKV,k}^j}$ (6) |
| Gesamt | Siehe Modell 3 | Siehe Modell 3 | Gesamteffekt: $RMU_k^j(GE) = \frac{irr_{PKV,k}^j(M3)}{irr_{GKV,k}^j} - 1$ (7) |

Quelle: Eigene Darstellung. ZD = Zahlungsdifferenz, ME = Mengeneffekt, PE = Preiseffekt, GE = Gesamteffekt

Für die Berechnung der internen Rendite in PKV/Beihilfe im Modell 2, $irr_{PKV,k}^j(M2)$, unterstellen wir in Abweichung zu Modell 1 den Leistungskatalog der PKV bzw. Beihilfe – allerdings zu Preisen der GKV. Der resultierende Mengeneffekt, $RMU_k^j(ME)$, gibt daher den Einfluss unterschiedlicher Leistungskataloge auf das Renditemarkup wider. Im Wesentlichen handelt es sich hierbei um Leistungen der PKV und Beihilfe, wie Brillen oder den Bereich alternativer Behandlungsmethoden, die im Leistungskatalog der GKV nicht enthalten sind. Daneben gibt es womöglich auch „unnötige“ Mehrleistungen, die PKV-Versicherten aufgrund einer angebotsinduzierten Nachfrageausweitung der Leistungserbringer angeboten werden, welche eventuell einen direkten medizinischen Nutzenverlust, auf jeden Fall jedoch indirekte Kosten (z.B. durch Zeitverluste oder Fahrtkosten) für den Patienten verursachen. Bei der Interpretation des entsprechenden Renditemarkups ist daher zu berücksichtigen, dass möglicherweise nur ein Teil des Mengeneffekts im Sinne eines höheren Nutzenniveaus aufgefasst werden kann.

Im Modell 3 werden zur Berechnung der internen Renditen des Systems PKV/Beihilfe, $irr_{PKV,k}^j(M3)$, die tatsächlichen Leistungen von PKV und Beihilfe (zu deren Preisen) berücksichtigt. Folglich erfasst die Differenz zu $irr_{PKV,k}^j(M2)$ das unterschiedliche Preisniveau von

³⁴ Vgl. **Tabelle 10** im Anhang.

GKV und PKV und kann als Preiseffekt im Renditemarkup $RMU_k^j(PE)$ quantifiziert werden. Ursächlich für den Preiseffekt sind unterschiedliche Preisregulierungen in beiden Systemen. Bspw. werden ambulante Behandlungen für privat Versicherte nach der Gebührenordnung von Ärzten abgerechnet, die im Durchschnitt zu 2,3-fach höheren Preisen gegenüber der GKV führt.³⁵ Inwieweit diese höheren Preise wiederum einen Nutzengewinn für privat Versicherte induzieren, bleibt eine offene Frage. Bisher gibt es dafür nur indirekte Evidenz.³⁶ Zumindest anteilig kann der Preiseffekt jedoch auch im Sinne einer höheren Leistung interpretiert werden.

Der Gesamteffekt aus Zahlungsdifferenz, Mengen- und Preiseffekt wird schließlich im Renditemarkup $RMU_k^j(GE)$ subsummiert. Formal berechnet sich dieser, indem die interne Rendite im System PKV/Beihilfe aus Modell 3, $irr_{PKV,k}^j(M3)$, in Relation zur internen Rendite der GKV gesetzt wird.

3.2.3 Daten und Annahmen

Tabelle 11 im Anhang zeigt zusammenfassend die Datenquellen unserer quantitativen Simulation. Zentrale Datengrundlage der Analyse der Beamtenhaushalte im Basisjahr ist die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) mit dem Basisjahr 2013, vgl. Statistisches Bundesamt (2013). Aus dieser werden die Zusammensetzung der Beamtenhaushalte, die Prämienzahlungen der Haushaltsmitglieder an die PKV bzw. das beitragsrelevante GKV-Einkommen des Haushalts im Basisjahr ermittelt.

Zur Berechnung der Leistungen für privat versicherte Beihilfeberechtigte im Basisjahr verwenden wir Kopfschadensprofile der BaFin (2013). Grundlage für die Berechnung der in Anspruch genommenen Versicherungsleistungen von Beamten und deren mitversicherter Familienangehöriger bei einem Wechsel in die GKV sind alters- und geschlechtsspezifische Leistungen nach BVA (2013b), die um eine (mutmaßlich) bessere durchschnittliche Morbidität von Beamten gegenüber GKV-Versicherten adjustiert werden.³⁷

Abbildung 8 zeigt, dass die altersspezifischen Pro-Kopf-Leistungen in PKV und Beihilfe im Vergleich zur GKV für beide Geschlechter durchgängig höher liegen. Diese monetäre Leistungsdifferenz zwischen den Versicherungssystemen im Basisjahr 2013 erklärt sich, wie oben erläutert, zum einen über ein durchschnittlich höheres Preisniveau und zum anderen über einen breiteren Leistungskatalog des PKV-Beihilfe-Systems gegenüber der GKV. Insgesamt be-

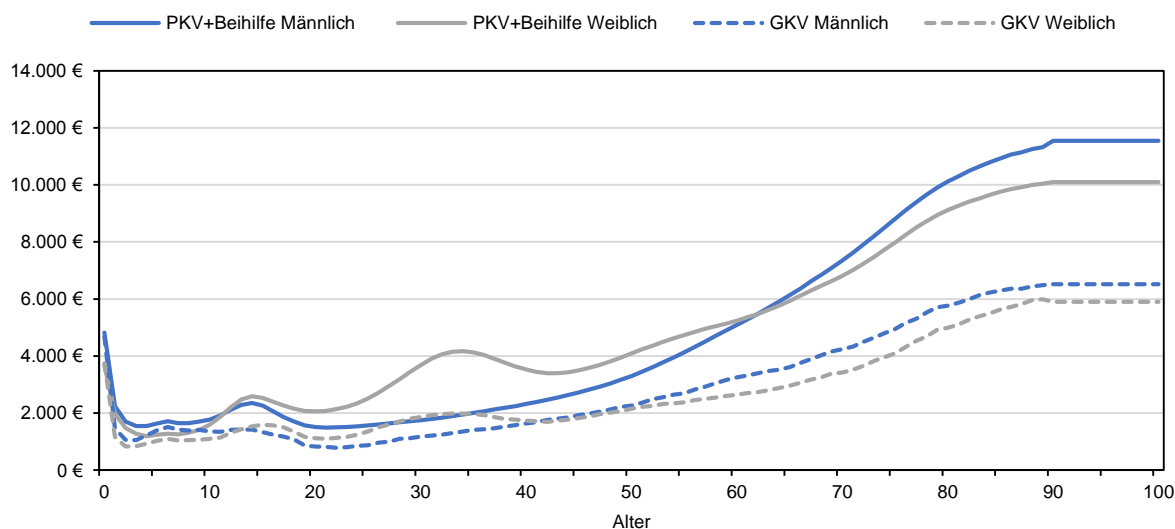
³⁵ Vgl. Wasem et al. (2013).

³⁶ So weisen Sundmacher und Kopetsch (2013) sowie Roll, Stargardt und Schreyögg (2012) und Schellhorn (2007) signifikant kürzere Wartezeiten von PKV-Versicherten gegenüber GKV-Versicherten bei einem Facharzttermin nach. Roll et al. (2012) sowie Schellhorn (2007) zeigen diesen Effekt auch bei Hausärzten.

³⁷ Zum genauen Vorgehen der Anpassung siehe die Ausführungen zu A)4) in **Tabelle 11** im Anhang.

trachtet kann diese (statische) Leistungsdifferenz in einen Preiseffekt von 60 Prozent und einen Mengeneffekt von 40 Prozent untergliedert werden, wobei dieses Verhältnis nach Alter und Geschlecht der Person stark variiert.³⁸

Abbildung 8: Leistungen für Beihilfeberechtigte in PKV/Beihilfe und GKV



Quelle: Eigene Darstellung auf Basis von Statistisches Bundesamt (2013), BaFin (2013) sowie BVA (2013b)

Im Hinblick auf die Fortschreibung der Größen in die Zukunft wird bei der Berechnung der Überlebens- und Sterbewahrscheinlichkeiten der Haushaltsmitglieder (Formel (2) und (3)) zum einen der höheren fernerer Lebenserwartung der Beamtenpopulation gegenüber der Durchschnittsbevölkerung Rechnung getragen.³⁹ Zum anderen werden zukünftige Prämien bzw. Beiträge und Leistungen der Haushaltsmitglieder über eine Übertragung der im Querschnitt vorliegenden Rohdaten in einen Längsschnitt ermittelt: Die Kohorte k , welche im Basisjahr t , $t - k$ Jahre alt ist, bekommt ein Jahr später ($t + 1$) die (wachstumsadjustierten) Werte des Basisjahres der Kohorte $k - 1$ zugewiesen.⁴⁰ Für das jährliche Wachstum wird neben dem allgemeinen Produktivitätsfortschritt $g = 1,5$ Prozent p.a. auch ein höheres Wachstum der Gesundheitsausgaben ($\Delta MTF = 0,5$ Prozent p.a.) berücksichtigt, sowie bei der Berechnung der Wachstumsrate des GKV-Beitragssatzes der zukünftigen Altersverschiebung aufgrund der demografischen Transition Rechnung getragen.⁴¹ Schließlich unterstellen wir im Basisszenario zur Berechnung des Barwertes der GKV eine Diskontrate i.H.v. $r = 3$ Prozent p.a.⁴²

³⁸ Das Verhältnis von Preis- und Mengeneffekt ist auf Basis von Überlegungen und Analysen zu einzelnen Hauptleistungsbereichen entwickelt worden, vgl. **Tabelle 10** im Anhang.

³⁹ Siehe die Ausführungen zu C)1) in **Tabelle 11** im Anhang.

⁴⁰ Die Haushaltsstruktur wird dabei implizit in Anlehnung an Bühner, Fetzer und Hagist (2018b) ebenfalls von einem Querschnitt in einen Längsschnitt überführt.

⁴¹ Siehe die Ausführungen zu C)2) bis C)5) und die entsprechenden Formeln A.8 bis A.11 in **Tabelle 11** im Anhang.

⁴² Vgl. European Commission (2015).

3.3 Ergebnisse

3.3.1 Interne Renditen in PKV und GKV

Unter Berücksichtigung der beschriebenen Daten und Annahmen ergeben sich die in **Tabelle 8** dargestellten Werte des „fairen Preises“ der GKV gemäß Formel (2) in Abhängigkeit des Alters und Geschlechts des Haushaltsvorstands. Für den durchschnittlichen Haushalt mit einem 40-Jährigen männlichen Haushaltsvorstand liegt der Betrag beispielsweise bei 55.078 Euro. Ein 60-Jähriger männlicher Haushaltsvorstand müsste dagegen 93.618 Euro bezahlen, da die von ihm noch zu erwartende Leistungsanspruchnahme in den ausgabenintensiven älteren Lebensjahren weniger stark diskontiert wird, er aber noch eine vergleichsweise lange Restlebenserwartung aufweist. Letztere ist hingegen beim 90-Jährigen relativ gering, weshalb dessen Preis mit 51.443 Euro niedriger ist.⁴³

Tabelle 8: Barwerte des Saldos aus GKV-Leistungen und Arbeitnehmerbeiträgen im Basisjahr 2013 für ausgewählte Haushalte („fairer Preis“)

| Alter Haushaltsvorstand | Barwert Saldo (GKV-Leistung vs. Beitrag) | |
|-------------------------|--|----------|
| | Männlich | Weiblich |
| 25 | 22.990 € | 11.770 € |
| 40 | 55.078 € | 24.535 € |
| 60 | 93.618 € | 50.243 € |
| 90 | 51.443 € | 24.434 € |

Quelle: Eigene Berechnungen, $g = 1,5 \%$, $\Delta \text{MTF} = 0,5 \%$, $r = 3 \%$

Beamtenhaushalte mit einem weiblichen Haushaltsvorstand weisen hingegen durchweg wesentlich geringere Beträge für den „fairen Preis“ auf. Der Grund dafür liegt in der im Vergleich zu Männern niedrigeren Anzahl an beihilfeberechtigten Ehepartnern (Eherate) und beihilfeberechtigten Kindern (Kinderrate) sowie einer trotz der höheren Lebenserwartung geringeren Leistungsanspruchnahme im fortgeschrittenen Alter.

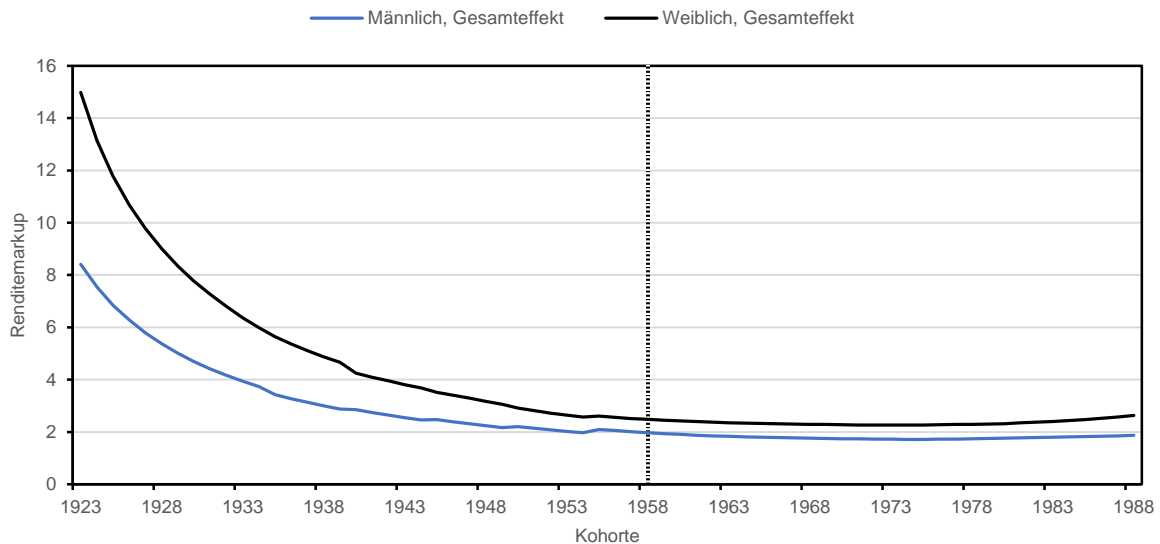
Abbildung 9 zeigt nun das Renditemarkup des Gesamteffekts aus Zahlungsdifferenz, Mengen- und Preiseffekt, $RMU_k^j(GE)$, gemäß Formel (7). Dieses spiegelt das modifizierte Verhältnis der internen Renditen im System PKV/Beihilfe und GKV wider.⁴⁴ Die Kennzahl $RMU_k^j(GE)$ ist bei durchschnittlichen Beamtenhaushalten mit weiblichen Haushaltsvorständen durchweg größer als bei den männlichen Pendants der gleichen Kohorte. Die Spanne liegt dabei von über 15 (8) bei weiblichen (männlichen) Haushalten für die 1923 geborene Kohorte und pendelt sich für die jüngeren Kohorten bei 2,6 (1,9) ein. Als erstes Ergebnis ist daher festzuhalten,

⁴³ Diese Bedingung ähnelt im Prinzip Vorschlägen zur Einführung einer Bürgerversicherung, nach denen sich bislang PKV-Versicherte in die GKV (z.B. mit Ihren Altersrückstellungen) einkaufen müssen und berechnet den aktuarisch fairen Wert.

⁴⁴ Dabei gilt im Basisszenario per Definition $irr_{GKV,k}^j = r = 3 \text{ Prozent}$.

dass bei einem Vergleich interner Renditen aus den Zahlungsströmen das System PKV/Beihilfe für alle betrachteten Durchschnittshaushalte demjenigen der GKV aus finanzieller Sicht klar überlegen ist.

Abbildung 9: Renditemarkup Gesamteffekt



Quelle: Eigene Berechnungen, $g = 1,5 \%$, $\Delta \text{MTF} = 0,5 \%$, $r = 3 \%$. Ab dem Erreichen einer Altersgrenze von 55 Jahren ist nach §6 Abs. 3a SGB V ein Wechsel aus der PKV in die GKV nur unter besonderen Voraussetzungen möglich. Auf die hier betrachteten Jahrgänge bezogen betrifft dies alle Kohorten die vor 1959 geboren sind (siehe senkrechter Strich). Der Vollständigkeit halber sind hier dennoch alle Jahrgänge dargestellt. Auch für jüngere ist ein Versicherungswechsel nur nach den in § 9 Abs. 1 SGB V definierten Bedingungen (z.B. Vorversicherungszeiten in der GKV) möglich, so dass eine reale Wahlmöglichkeit insbesondere für junge bzw. zukünftige Beamte besteht, vgl. auch Fußnote 19.

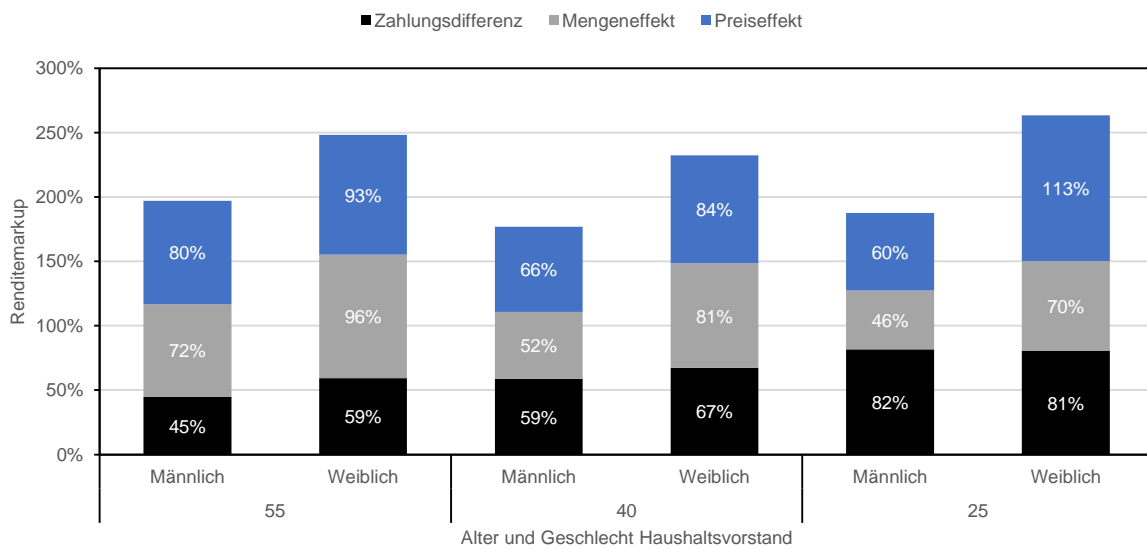
Aufgrund rechtlicher Rahmenbedingungen werden jedoch vermutlich nur junge und zukünftige Beamte eine reale Wahloption haben, während ältere Beamte die notwendigen Voraussetzungen, wie etwa Vorversicherungszeiten in der GKV, nicht erfüllen. Wenn der Haushaltsvorstand 55 Jahre oder älter ist, ist ein Wechsel de facto ausgeschlossen, weswegen wir unsere Analyse im Folgenden auf Haushalte mit einem Vorstand, der 55 Jahre oder jünger ist, fokussieren.⁴⁵

Abbildung 10 schlüsselt $RMU_k^j(GE)$ in die Zahlungsdifferenz, den Mengeneffekt und den Preiseffekt gemäß den Formeln (4) bis (6) auf. Insgesamt zeigt sich zwischen den Jahrgängen für das jeweilige Geschlecht eine relativ geringe Varianz, $RMU_k^j(GE)$ liegt für männliche Haushalte zwischen 1,8 und 2, und bei weiblichen Haushalten zwischen 2,3 und 2,6. Es bestehen jedoch Unterschiede in der Komposition des Gesamteffektes. Treibende Kraft sind dabei Preis- und Mengeneffekte. Diese machen bei weiblichen Haushalten generell mehr als zwei Drittel des Gesamteffektes aus. Für 25-Jährige männliche Haushalte liegt der Anteil bei etwas

⁴⁵ Vgl. Fußnote 19. Allerdings könnten diese Regulierungen in Zukunft auf dem Weg zu einer Bürgerversicherung auch entfallen, womit unsere Ergebnisse auch für ältere Jahrgänge relevant würden.

mehr als der Hälfte und steigt dann mit dem Alter an bis er bei 55-Jährigen auf dem Niveau der weiblichen Haushalte liegt.

Abbildung 10: Renditemarkup ausgewählter Haushalte nach Zahlungs- und Leistungsdifferenz aufgeschlüsselt



Quelle: Eigene Berechnungen, $g = 1,5 \%$, $\Delta \text{MTF} = 0,5 \%$, $r = 3 \%$

Auch das Verhältnis von Preis- und Mengeneffekt zueinander unterliegt Schwankungen. Der Preiseffekt übersteigt dabei i.d.R. den Mengeneffekt. Eine Ausnahme bildet der 55-Jährige weibliche Haushalt.⁴⁶

Im Vergleich zu den männlichen Pendants liegen $RMU_k^j(ME)$ und $RMU_k^j(PE)$ für weibliche Haushalte des gleichen Jahrgangs im Durchschnitt etwa 1,5-Mal höher. Ein wesentlicher Grund dafür ist die deutlich geringere Anfangsinvestition nach Formel (2), welche für eine Versicherung anfällt (vgl. **Tabelle 8**), und somit eine höhere interne Rendite ermöglicht. Der fast doppelt so große Preis- und Mengeneffekt für die Kohorte der weiblichen 25-Jährigen Haushalte kann durch die noch bevorstehende gesteigerte Leistungsanspruchnahme im Rahmen der Schwangerschaft erklärt werden.

Der in Modell 1 abgebildete Effekt der Zahlungsdifferenz, $RMU_k^j(ZD)$, ist für alle Kohorten und Geschlechter durchgängig positiv und liegt für die betrachteten Durchschnittshaushalte zwischen 0,45 und 0,82 (männliche Haushalte) bzw. 0,59 und 0,81 (weibliche Haushalte).⁴⁷ Sowohl der entsprechende Anteil an $RMU_k^j(GE)$ als auch der absolute Wert nimmt mit dem Alter ab. Ein entscheidender Faktor ist dabei, dass jüngere Haushalte seltener Familienmitglieder aufweisen, welche in der GKV beitragsfrei mitversichert werden können. Zudem können sich

⁴⁶ Wie in Kapitel 3.2.3 erläutert, kommt es bei der Aufteilung der Leistungsdifferenz in Preis- und Mengeneffekte zu altersabhängigen Schwankungen, insbesondere bei weiblichen Haushalten. Für jüngere Haushalte dominiert der Preiseffekt deutlich, bei älteren Haushaltsvorständen gleicht sich das Verhältnis dagegen an.

⁴⁷ In Bühner et al. (2018b) kommt es durch die isolierte Zahlungsdifferenz teilweise zu einer finanziellen Entlastung älterer Haushalte. Dieser Effekt kommt durch die im Bürgerversicherungsszenario niedrigeren GKV-Beiträge und eine abweichende Methodik zustande.

Jüngere im System der PKV dem demografisch bedingten Beitragssatzanstieg in der GKV über einen längeren Zeitraum entziehen. Beide Effekte führen zu einem Anstieg von $RMU_k^j(ZD)$.

In diesem Zusammenhang spielen die Haushaltsstrukturen eine zentrale Rolle zur Erklärung der geschlechtsspezifischen Unterschiede für $irr_{PKV,k}^j(M1)$. Generell wirken dabei drei Effekte: Erstens verfügen männliche Haushalte im Durchschnitt über höhere Einkommen und bezahlen deswegen auch höhere Beiträge in der GKV. Zweitens fallen die PKV-Prämien für Männer niedriger aus als für Frauen und drittens weisen männliche Haushalte höhere Ehe- und Kinderraten auf. Die ersten beiden Effekte wirken sich für männliche Haushalte in PKV/Beihilfe renditesteigernd aus, da sie eine höhere finanzielle Belastung in der GKV implizieren. Der letzte Effekt wirkt dem jedoch entgegen, da die häufig beitragsfreie Mitversicherung von Familienmitgliedern den wesentlichen Vorteil der GKV darstellt. Offensichtlich ist letzterer Effekt in der Lage die beiden erstgenannten zu kompensieren, da $RMU_k^j(ZD)$ für 40-Jährige und ältere weibliche Haushalte höher ist als für männlichen Haushalte. Dabei spielt jedoch auch die höhere Lebenserwartung von Frauen eine Rolle, da sie den hohen Überschuss von Leistungen zu Zahlungen im hohen Alter länger beziehen.

Wie in Abschnitt 3.2.2 erläutert ist das quantitative Ausmaß von Preis- und Mengeneffekten im Hinblick auf Nutzenvorteile des PKV-Beihilfe-System gegenüber der GKV mit Vorsicht zu interpretieren. Allerdings zeigen die Ergebnisse selbst im Modell 1 unter Ausschluss dieser beiden Effekte eindeutig eine Überlegenheit von PKV/Beihilfe im Rahmen einer Durchschnittsbetrachtung. Für die besonders relevante Gruppe der jungen Beamten beträgt das Renditemarkup in diesem Fall geschlechtsunabhängig etwa 0,8.

3.3.2 Sensitivitätsanalyse

3.3.2.1 Modifikation der unterstellten Parameter für Zins und Wachstum

Die zukünftige Entwicklung der Realzinsen und damit der Diskontrate sowie der Effekt des medizinisch-technischen Fortschritts können nur anhand von Vergangenheitsdaten abgeschätzt werden. Dieses Kapitel stellt daher in **Tabelle 9** die Auswirkungen von Abweichungen i.H.v. $\pm 0,5$ Prozentpunkten zu unserem Basisszenario mit $r = 3$ Prozent und $\Delta MTF = 0,5$ Prozent auf den mit $RMU_k^j(GE)$ nach Formel (7) berechneten Gesamteffekt dar.⁴⁸

⁴⁸ Auf eine Variation der Wachstumsrate g wird verzichtet, da für das quantitative Ausmaß der Änderungen immer das Verhältnis von Wachstumsfaktor zu Diskontfaktor $(1 + g)/(1 + r)$ relevant ist. Folglich beeinflusst eine Senkung der Diskontrate die Ergebnisse in die gleiche Richtung wie eine Erhöhung der Wachstumsrate.

Eine Variation der unterstellten Diskontrate hat auf die Berechnungen folgenden Effekt: Wird r erhöht, führt dies unmittelbar zu einer höheren internen Rendite der GKV. Gleichzeitig verringert sich der „faire Preis“ aus Formel (2), für den sich Beamtenhaushalte in die Versicherungen einkaufen können. Dadurch steigen die internen Renditen in PKV/Beihilfe aus Formel (3). Welcher der beiden Effekte die Berechnung des Gesamteffekts $RMU_k^j(GE)$ dominiert, hängt schlussendlich vom Alter und Geschlecht des Haushalts ab: Bei jüngeren Haushalten mit einem Haushaltsvorstand im Alter von 25 überwiegt der Effekt auf $irr_{PKV,k}^j(M3)$. Entsprechend führt eine Erhöhung von r zu einer Erhöhung des Renditemarkups $RMU_k^j(GE)$. Bei den älteren Haushalten (Alter Haushaltsvorstand 40 bzw. 55 Jahre) fällt die Steigerung von $irr_{PKV,k}^j(M3)$ dagegen kleiner aus als die Steigerung von $irr_{GKV,k}^j$ und $RMU_k^j(GE)$ wird kleiner.

Tabelle 9: Renditemarkup in PKV/Beihilfe (Gesamteffekt) bei Variation der Diskontrate und der Rate des medizinisch-technischen Fortschritts um $\pm 0,5$ Prozentpunkte

| Renditemarkup PKV/Beihilfe | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|------------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Alter Haushaltsvorstand | 55 | | | | | | 40 | | | | | | 25 | | | | | |
| Geschlecht Haushaltsvorstand | M | | | W | | | M | | | W | | | M | | | W | | |
| MTF/Diskontrate | 0,0% | 0,5% | 1,0% | 0,0% | 0,5% | 1,0% | 0,0% | 0,5% | 1,0% | 0,0% | 0,5% | 1,0% | 0,0% | 0,5% | 1,0% | 0,0% | 0,5% | 1,0% |
| 2,5% | 2,3 | 2,2 | 2,2 | 2,9 | 2,8 | 2,7 | 2,0 | 1,9 | 1,8 | 2,6 | 2,4 | 2,2 | 2,1 | 1,8 | 1,6 | 2,9 | 2,4 | 2,1 |
| 3,0% | 2,1 | 2,0 | 1,9 | 2,6 | 2,5 | 2,4 | 1,9 | 1,7 | 1,6 | 2,5 | 2,3 | 2,1 | 2,3 | 1,9 | 1,6 | 3,6 | 2,6 | 2,1 |
| 3,5% | 1,9 | 1,8 | 1,7 | 2,4 | 2,3 | 2,2 | 1,8 | 1,6 | 1,5 | 2,6 | 2,2 | 2,0 | 3,2 | 2,1 | 1,7 | 6,3 | 3,5 | 2,2 |

Quelle: Eigene Berechnungen, $g = 1,5 \%$, dunkel unterlegte Felder stellen das Basisszenario dar.

Eine Erhöhung von Δ MTF führt nach den Formeln A.8, A.9 und A.10 (vgl. Anhang **Tabelle 11**) zu einem höheren Anstieg der zukünftigen GKV- und PKV-Leistungen sowie der PKV-Prämien. Der medizinisch-technische Fortschritt beeinflusst indirekt auch die Beitragssatzprognose und damit nach Formel A.11 die Zunahme der Beiträge. Im Hinblick auf den Einfluss auf den Gesamteffekt, $RMU_k^j(GE)$, dominiert allerdings der Einfluss der PKV-Prämienentwicklung den Einfluss auf die Beitragsentwicklung in der GKV. In der Folge sinkt das Renditemarkup bei allen betrachteten Haushalten, wenn Δ MTF ansteigt (und umgekehrt).

Vor allem bei Haushalten mit einem Haushaltsvorstand im Alter von 40 und 55 Jahren zeigen sich bei Variation von r und Δ MTF nur geringfügige quantitative Schwankung von $RMU_k^j(GE)$. Die Ergebnisse weichen hier nur wenige Prozentpunkte vom Basisszenario ab. Eine etwas höhere Sensitivität auf Änderungen der Parameter zeigt sich hingegen bei den Haushalten mit einem Vorstand im Alter von 25 Jahren, insbesondere für den 25-Jährigen weiblichen Haushalt im Szenario mit $r = 3,5$ Prozent und Δ MTF = 0 Prozent. In qualitativer Hinsicht untermauern die Ergebnisse der Sensitivitätsanalyse jedoch über alle betrachteten Haushalte hinweg die

klare Überlegenheit des PKV-Beihilfe-Systems gegenüber der GKV für beihilfeberechtigte Haushalte.

3.3.2.2 Modifikation der Charakteristika Einkommen, Familienverhältnisse und Morbidität

Dieser Systemvergleich kann jedoch zu abweichenden Ergebnissen führen, wenn Haushalte vom Durchschnitt abweichende Charakteristika in den Dimensionen Einkommen, Familienverhältnisse und Morbidität aufweisen. Um diesen Rechnung zu tragen, berechnen wir im Folgenden unterschiedliche Kombinationen dieser Ausprägungen, bei denen die Entscheidung zu Gunsten einer Versicherung in der GKV ausfällt. Hierzu berechnen wir jeweils für Haushalte mit einem männlichen und weiblichen Haushaltsvorstand im Alter von 25 Jahren 12 Kombinationen, bei denen sich ein $RMU_k^j = 0$ ergibt und somit eine Indifferenz bei der Wahl einstellt.

Das relevante Einkommensintervall wird dabei zum einen nach oben hin durch die Beitragsbemessungsgrenze in der GKV (Faktor 1,7 gegenüber dem durchschnittlichen Einkommen des Haushaltsvorstandes) und zum anderen nach unten durch die niedrigste Besoldungsstufe für Beamte (Faktor 0,7 gegenüber dem durchschnittlichen Einkommen des Haushaltsvorstandes) begrenzt. Des Weiteren stellt die weitestgehend beitragsfreie Mitversicherung von Partnern und Kindern in der GKV einen systemischen Vorteil dar. Eine höhere Wahrscheinlichkeit für einen Partner bzw. eine höhere Kinderanzahl senkt daher $irr_{PKV,k}^j$. Eine schlechtere Morbidität hat im PKV-Beihilfe-System eine höhere PKV-Prämie zur Folge. In der GKV sind Beiträge dagegen morbiditätsunabhängig. Daher wirkt sich eine schlechtere Morbidität zum Vorteil der GKV aus. Allerdings ist der entsprechende Prämienaufschlag durch eine Selbstverpflichtung der in der PKV agierenden Unternehmungen auf maximal 30 Prozent beschränkt.⁴⁹ Aus diesem Grund untersuchen wir die Modelle sowohl für den Fall einer durchschnittlichen Morbidität (Morbi = 1) des Beamten, als auch für das Szenario eines 30 prozentigen Prämienaufschlages, welcher dann mit 30 Prozent höheren Leistungen verknüpft ist (Morbi = 1,3).

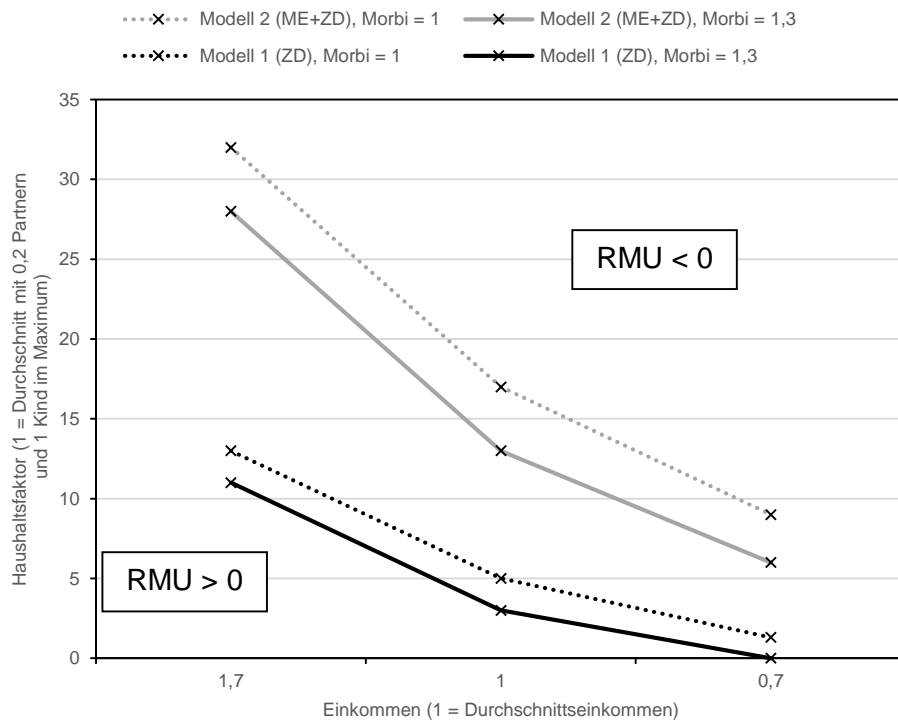
Abbildung 11 veranschaulicht, bei welchen familiären Konstellationen für ein gegebenes Einkommens- bzw. Morbiditätsniveau die Bedingung $RMU_k^j = 0$ für männliche Haushalte erfüllt ist. Es zeigt sich, dass die GKV bei gleichen Leistungen im Modell $RMU_k^j(ZD)$ für mittlere und niedrige Einkommen eine realistische Option darstellt (d.h. $RMU_k^j(ZD) < 0$), für die höchste Einkommensklasse jedoch nur in Ausnahmefällen die bessere Wahl ist.⁵⁰ Wird zusätzlich der

⁴⁹ Vgl. Verband der Privaten Krankenversicherung (2017). Es sei an dieser Stelle darauf hingewiesen, dass i.d.R. eine Begrenzung einer noch höheren Morbidität durch die der Verbeamtung vorgelagerte Gesundheitsprüfung schon gegeben ist.

⁵⁰ Im dargestellten Szenario mit einem Haushaltsfaktor von 11 läge die durchschnittliche Anzahl an Partnern bei (hypothetischen) 1,7. Ebenso liegt die durchschnittliche Anzahl der Kinder bei etwa 5. Eine zumindest theoretisch denkbare realistische Kombination wäre ein Partner mit einer (noch) höheren Kinderanzahl. Auch wären Prämienaufschläge für weitere Familienmitglieder außer dem Beamten selbst möglich.

breitere Leistungskatalog des PKV-Beihilfe-Systems und damit $RMU_k^j(ME)$ berücksichtigt, so ist die GKV nur im Fall von kinderreichen Familien in Kombination mit einem deutlich unterdurchschnittlichen Einkommen eine sinnvoll und rational begründbare bessere Wahl, insbesondere bei Ausreizung des Morbiditätsaufschlages.

Abbildung 11: Kombinationen der Dimensionen Einkommen, Familienverhältnisse und Morbidität für welche gilt Renditemarkup = 0, Haushalte mit einem männlichen Haushaltsvorstand von 25 Jahren

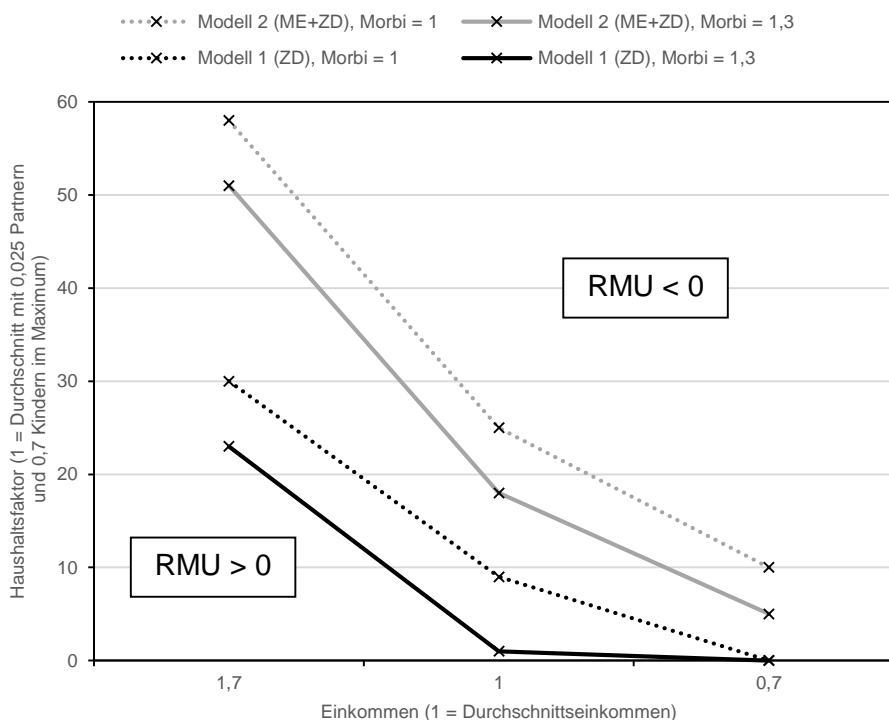


Quelle: Eigene Berechnungen, ME = Mengeneffekt, ZD = Zahlungsdifferenz

Für die in **Abbildung 12** dargestellten weiblichen Haushalte gelten die gleichen qualitativen Aussagen. Allerdings reagieren diese sensitiver, in dem Sinne, dass $RMU_k^j = 0$ bereits für höhere Einkommen bzw. eine geringere Anzahl an Haushaltsmitgliedern erfüllt ist. Der wesentliche Grund dafür sind die durchschnittlich geringeren Einkommen und folglich GKV-Beiträge sowie höhere PKV-Prämien für weibliche Haushaltsvorstände.

Insgesamt zeigt die Analyse, dass bei einer reinen Betrachtung der Zahlungsdifferenz untere Einkommensgruppen also sehr wohl einen Anreiz haben könnten, in die GKV zu wechseln. Dies gilt insbesondere für weibliche Haushalte und für Haushalte, die aufgrund einer schlechteren Morbidität höhere PKV-Prämien zu bezahlen haben. Bei zusätzlicher Berücksichtigung des Mengeneffekts sind hingegen schon sehr extreme Konstellationen aus geringem Einkommen, vielen Familienmitgliedern und schlechter Morbidität notwendig, um eine Vorteilhaftigkeit der GKV-Versicherung nachzuweisen. Würde der (hier nicht dargestellte) Gesamteffekt aus Zahlungs- und Leistungsdifferenz (Mengen- und Preiseffekt) betrachtet, wären diese Konstellationen schlichtweg unrealistisch.

Abbildung 12: Kombinationen der Dimensionen Einkommen, Familienverhältnisse und Morbidität für welche gilt Renditemarkup = 0, Haushalte mit einem weiblichen Haushaltsvorstand von 25 Jahren



Quelle: Eigene Berechnungen, ME = Mengeneffekt, ZD = Zahlungsdifferenz

3.4 Handlungsimplicationen und Diskussion

Unser methodisches Vorgehen erlaubt uns verschiedenste Einflussfaktoren, wie die Anzahl der mitversicherten Familienmitglieder, Überlebens- und Sterbewahrscheinlichkeiten sowie unterschiedliche Ausgaben und Einnahmen, in der Kennzahl Renditemarkup zu subsummieren und damit das Ausmaß der Vorteilhaftigkeit einer gesetzlichen und privaten Krankenversicherung aus Sicht der Beamtenhaushalte zu vergleichen. Die Berechnungen zeigen, dass alle Komponenten des gesamten Renditemarkups, also Zahlungsdifferenz, Mengen- und Preisefekt in die gleiche Richtung zeigen und eine finanzielle Überlegenheit des Systems PKV/Beihilfe aufzeigen.

Das verwendete Konzept des Renditemarkup lässt jedoch keinen Vergleich der absoluten internen Renditen der beiden Systeme etwa mit Kapitalmarktrenditen oder anderweitigen Berechnungen zu internen Renditen in Sozialversicherungen zu.⁵¹ Die Aussagekraft der Ergebnisse ist auf den Vergleich von GKV und PKV begrenzt. Dieser Umstand stellt allerdings keine Einschränkung dar, sondern bildet vielmehr die reale Entscheidungssituation ab. Jeder Beamte ist seit 2009 gesetzlich dazu verpflichtet eine Krankenversicherung abzuschließen. Dafür stehen ihm lediglich die gesetzlichen und privaten Krankenversicherungen zur Verfügung.

⁵¹ Damit sind die internen Renditen auch nicht mit den internen Renditen für umlagebasierte Sozialversicherungen, wie sie beispielsweise Settergren und Mikula (2005) und Metzger (2016) für Rentenversicherungssysteme berechnen, vergleichbar.

Eine echte Alternative existiert daher nicht, wenn man vom Verlassen der Beamtenschaft bzw. Auswanderung abstrahiert.

Das Hamburger Modell, also die Einführung von Arbeitgeberzuschüssen bei einer Mitgliedschaft von Beamten in der GKV, stellt ohne Zweifel ein „Stück Sozialgeschichte“ dar. Es impliziert im Fall einer Absicherung in der GKV eine erhebliche Beitragsentlastung für Beamtenhaushalte von bis zu mehreren tausend Euro im Jahr. Unsere Ergebnisse zeigen jedoch, dass bei rationaler Entscheidung über die Art des Versicherungsschutzes selbst durch diese signifikante zusätzliche Unterstützung keine Revolution ausgelöst werden dürfte. Selbst im konservativsten untersuchten Modell, in welchem nur die Zahlungen aus GKV-Beiträgen und PKV-Prämien bei fiktivem gleichen Leistungskatalog gegenübergestellt werden, lässt sich in der PKV für den durchschnittlichen Beamtenhaushalt über alle Jahrgänge und Geschlechter hinweg eine höhere interne Rendite erzielen.⁵²

Werden neben der Zahlungsdifferenz auch Leistungsunterschiede im Rahmen des Mengeneffektes betrachtet, ist die Kombination aus PKV und Beihilfe für die Gruppe der jungen Beamten zu Beginn der Karriere, welche die höchste reale Wahlmöglichkeit hat, mehr als doppelt so rentabel wie eine gesetzliche Absicherung.⁵³ Unter zusätzlicher Berücksichtigung des Preiseffektes liegen die internen Renditen für die untersuchten Durchschnittshaushalte in der PKV über die gesamte Karriere hinweg nochmals höher. In welchem Ausmaß die durch Preis- und Mengeneffekt ausgedrückten monetären Mehrleistungen tatsächlich nutzenstiftend sind, bleibt Gegenstand zukünftiger Forschung.

Als Kernaussage kann die Schlussfolgerung gezogen werden, dass die Kombination aus PKV und Beihilfe für junge Beamte beim Start in die Karriere die erste Wahl bleiben dürfte. Allerdings gilt dies für unsere Analyse des Durchschnittshaushalts. Dies dürfte für das Gros der Beamten eine gute Entscheidungsgrundlage bei der künftigen Wahl des Versicherungsschutzes bieten.

⁵² Dieses Ergebnis unterstützt die Erwartungshaltung des Hamburger Senats, welcher in seiner Budgetplanung lediglich Mittel in Höhe der GKV-Arbeitnehmerbeiträge für die bereits im Status quo gesetzlich Versicherten Beamten vorsieht.

⁵³ Zumindest theoretisch wären dabei Szenarien denkbar, in denen der Mengeneffekt zwischen PKV und GKV durch die Haushalte verringert werden kann. Im Status Quo sehen einige Beihilfeverordnungen der Länder generell Kostenbeteiligungen an Leistungen vor, welche über den Leistungskatalog der GKV hinausgehen. So wird die aufgerufene Brille bspw. in beiden Systemen bezuschusst. Beihilfeberechtigte können bei Mitgliedschaft in der GKV ergänzende Zusatzversicherungen abschließen, etwa im stationären oder zahnmedizinischen Bereich, sofern diese Leistungen grundsätzlich durch die Beihilfe abgedeckt sind. Äquivalent zur PKV, muss auch in diesem Fall nur für das über die Beihilfe hinausgehende Kostenrisiko eine Prämie gezahlt werden. Neben dem individuellen Verwaltungsaufwand sowie zusätzlichen Prämienzahlungen bleibt allerdings fraglich, ob im Rahmen der GKV wirklich für sämtliche Komponenten des Mengeneffektes eine Kompensation möglich ist. So dürfte es, zumindest aktuell, schwierig sein, für alle Teilbereiche entsprechende Zusatzversicherungen zu finden, bspw. bezüglich der Verfügbarkeit von Arzneimitteln oder bestimmten Ärzten im ambulanten Bereich. Im vorliegenden „Hamburger Modell“ entfallen bei einer Entscheidung für die GKV und Beitragspauschale jedoch sämtliche weitere Beihilfeansprüche.

Insbesondere für Beamtenhaushalte mit geringerem Einkommen, einem hohen Krankheitsrisiko und vielen Familienangehörigen könnte sich das Entscheidungskriterium durch den Arbeitgeberzuschuss aber zu Gunsten der GKV verschieben. Wird beispielsweise nur die Zahlungsseite betrachtet, so kann sich ein durchschnittlich verdienender männlicher Beamter mit Partnerin und drei Kindern in der GKV besserstellen. Bei rationaler Entscheidung über den Versicherungsschutz kann dieses Kalkül auf Haushalte mit vergleichbarer Familienstruktur am unteren Ende des Gehaltsspektrums auch dann übertragen werden, wenn der breitere Leistungskatalog des PKV-Beihilfe-Systems berücksichtigt wird. Dies gilt insbesondere dann, wenn Vorerkrankungen vorliegen, welche in der PKV zu einem Prämienaufschlag von maximal 30 Prozent führen.

Dies könnte die eingangs erwähnte adverse Selektionswirkung zu Lasten der GKV noch verstärken, zumal für die einzelne gesetzliche Krankenkasse durch die Zuweisungen aus dem morbiditätsadjustierten Risikostrukturausgleich durchaus auch Anreize bestehen, hohe Morbiditätsrisiken zu versichern.⁵⁴ Die Solidargemeinschaft der GKV insgesamt werden diese Haushalte jedoch voraussichtlich überdurchschnittlich belasten. Somit könnte der mit wohlklingenden Begriffen wie „echter Wahlfreiheit“ und „Gerechtigkeit“ beschriebene Vorstoß des Hamburger Senats letztlich – ob bewusst oder unbewusst – ein fiskalisch kluges Manöver sein, indem es mittelfristig zu einer Verschiebung schlechterer Gesundheitsrisiken aus dem PKV-Beihilfe-System in die GKV kommt.⁵⁵

Entsprechend kritisch sind auch Vorstöße auf übergeordneter Ebene zu sehen, die eine generelle Öffnung der GKV für Privatversicherte vorsehen. Eine rationale Entscheidung der Beamtenhaushalte vorausgesetzt, würde dies dazu führen, dass im Wesentlichen schlechte Risiken in die GKV wandern. Damit könnte der implizite Plan der Protagonisten dieser Vorschläge, das Geschäft der PKV „auszuhöhlen“ und auf diese Weise womöglich mittelfristig eine Bürgerversicherung im GKV-Regime herbeizuführen, sich ins Gegenteil verkehren, indem die PKV durch die verbleibenden guten Risiken „gesund schrumpft“.

⁵⁴ Hierauf weisen auch der GKV-Spitzenverband und Kifmann hin, vgl. Kifmann (2017).

⁵⁵ Ein systematischer Ansatz um den bestehenden Selektionsanreizen zu begegnen liefert bspw. Kifmann und Nell (2014).

3.5 Anhang

Tabelle 10: Bestandteile der Leistungsdifferenz nach Hauptleistungsbereich

| Hauptleistungsbereich | Geschätzter Preiseffekt | Geschätzter Mengeneffekt | Argumentation und Quellen |
|--------------------------------|-------------------------|--------------------------|--|
| Stationärer Bereich | 0% | 100% | Das System der DRG-Fallpauschalen gilt für GKV und PKV gleichermaßen. Die Leistungsdifferenz wird daher maßgeblich durch Wahlleistungen für Einbettzimmer oder Chefarztbehandlung und damit vollständig durch Mengeneffekte beeinflusst. |
| Ambulante ärztliche Versorgung | 85% | 15% | Einige Studien (z.B. Wasem, Buchner, Lux, Walendzik und Weegen (2013)) kalkulieren ein 2,3-faches Preisniveau der PKV gegenüber der GKV. Abgeleitet von Walendzik et al. (2008, S. 50) werden 85 % der Leistungsdifferenz auf den Preiseffekt zurückgeführt. |
| Arznei-/Verbandmittel | 90% | 10% | Einerseits gelten allgemeine Preisregulierungen wie die Arzneimittelpreisverordnung für verschreibungspflichtige Arzneimittel sowie Hersteller- und AMNOG-Rabatte für GKV und PKV gleichermaßen. Andererseits verfügen gesetzliche Krankenkassen über weitere Preisregulierungsinstrumente (Apothekenrabatt (§130 SGB V), Festbeträge, aut-idem Regelung, kassenindividuelle Rabattverträge nach §130a Abs. 8 SGB V). Darüber hinaus enthalten die Rahmenverträge, zwischen Krankenkassen und Kassenärztlichen Vereinigungen, Arzneimittelvereinbarungen mit begrenzten Ausgabenvolumina der von Vertragsärzten veranlassten Leistungen und Wirtschaftlichkeitsprüfungen des Ordnungsverhaltens, die sowohl Preis (durch die Auswahl wirtschaftlicher Alternativen) als auch Menge beeinflussen. Ein entgegengesetzter Aspekt, der wiederum die Arzneimittelkosten in der PKV senken könnte, ist deren generösere Erstattung von OTC-Arzneimittel, wodurch womöglich verschreibungspflichtige Arzneimittel durch günstige Arzneimittel substituiert werden, die nicht unter die Arzneimittelpreisverordnung fallen. Wild (2015), quantifiziert den reinen durchschnittlichen Preisunterschied zwischen PKV und GKV auf +21,6 %. Insofern ist von einem dominierenden Preiseffekt auszugehen. Im Rahmen der in der PKV generöseren Erstattung von neuen Arzneimitteln, bspw. durch Importe aus dem Ausland, bestehen jedoch sicherlich auch geringfügige Mengeneffekte. |
| Zahnärztliche Versorgung | 30% | 70% | Niehaus et al. (2011) schätzen den Unterschied im Vergütungsniveau auf das 1,7-fache. Bei der Erstattung von zahnmedizinischen Leistungen in der GKV gab es in den vergangenen 20 Jahren erhebliche Einschnitte, v.a. die Einführung von Festzuschüssen zum Zahnersatz. Ein Indiz dafür ist auch der überproportional hohe Anteil (23,88 Prozent im Jahr 2015) von out-of-pocket-Zahlungen privater Haushalte zur Finanzierung der Zahnarztpraxen nach der Gesundheitsausgabenrechnung (http://www.gbe-bund.de), die zu einem Großteil aus Eigenleistungen von GKV-Versicherten bestehen dürften. |
| Heil- und Hilfsmittel | 50% | 50% | Der grundsätzlich größere Leistungskatalog der PKV (z.B. bei alternativer Heilkunde) spielt ebenso eine Rolle wie Anreize bei den verordnenden Ärzten (Richtgrößenprüfung) sowie Zuzahlungen für gesetzlich Versicherte. Insofern dürften sich Preis- und Mengeneffekte in etwa die Waage halten. Diese Überlegungen lassen sich auch auf den Kontext der Hilfsmittel übertragen. |

Tabelle 11: Datenquellen, Annahmen und Modellierung

| Beschreibung | Datenquellen und Modellierungen |
|---|--|
| A) Zusammensetzung und Zahlungsströme der Personen des Beamtenhaushalts im Basisjahr | |
| 1) Beihilfeberechtigte Personen im Haushalt | EVS mit dem Basisjahr 2013. Eine konkrete Zusammensetzung der Durchschnittshaushalte nach Altersklassen und Geschlecht des Haushaltsvorstands findet sich in (Bührer, Fetzter & Hagist, 2018b), Tabelle 1 . |
| 2) Leistungen PKV-Beihilfe-System | Kopfschadensstatistik der BaFin (2013). Um PKV- und GKV-Leistungen für die Bestimmung der Leistungsdifferenz detailliert vergleichen zu können, werden die BaFin-Kopfschäden der Kategorie „ambulante“ auf Grundlage von Niehaus (2015) nach „ambulante ärztliche Versorgung“, „Arzneimittel“ sowie „Heil- und Hilfsmittel“ aufgeteilt. Den PKV-Leistungsprofilen wird zusätzlich der entsprechende Wert der „Sonstigen Leistungsausgaben“ (vgl. Statistik des Risikostrukturausgleichs (RSA)) auf Grundlage der simulierten GKV-Leistungen (siehe A)4)) zugewiesen. |
| 3) PKV-Prämien der einzelnen Haushaltsmitglieder | EVS mit dem Basisjahr 2013 und Verband der Privaten Krankenversicherung (2013). ⁵⁶ |
| 4) Leistungen der GKV | Eigene Berechnungen auf Grundlage des Risikostrukturausgleichs BVA (2013b) ergeben die GKV-Leistungsprofile der bisherigen GKV-Versicherten. Diese werden mit einem Morbiditätsfaktor auf die Subpopulation der bisherigen Beihilfempfänger angepasst. Hierbei wird zum einen den Unterschieden der Kopfschadenprofile von Beihilfeberechtigten und sonstigen PKV-Versicherten als auch einer niedrigeren Morbidität durchschnittlicher PKV-Versicherter gegenüber durchschnittlichen GKV-Versicherten Rechnung getragen. Für letzteres fungiert ein altersbereinigter Morbiditäts-Faktor i.H.v. 0,9, der aus dem RSA-Risikofaktor der Techniker-Krankenversicherung ableitbar ist. Vgl. hierzu auch (Bührer et al., 2018b). Beamte erhalten dabei kein Krankentagegeld, da dieses als Lohnsubstitut im Falle von Krankheit dient, und dieser Tatbestand bei Beamten aufgrund der erweiterten Fortzahlung der Bezüge nicht eintritt. |
| 5) Beiträge zur GKV der Beamtenhaushalte | Beitragsrelevantes Einkommen (i.W. Gehälter und Pensionen) aus der EVS mit dem Basisjahr 2013. Weiterhin wird die Beitragsbemessungsgrenze von 2013 und ein Arbeitnehmerbeitrag im Ausgangsjahr i.H.v. 8,2 Prozent unterstellt. ⁵⁷ |
| B) Parameterwahl für Diskontrate und Wachstum der Größen | |
| 1) Realer Diskontsatz r im Standardszenario | 3 Prozent p.a. im Basisszenario nach European Commission (2015). |
| 2) Allgemeiner Produktivitätsfortschritt g | 1,5 Prozent p.a. im Basisszenario nach European Commission (2015). |
| 3) Ausgabendifferential aufgrund des medizinisch-technischen Fortschritts (Δ MTF) | 0,5 Prozent p.a. Im Hinblick auf die zukünftige Entwicklung der Leistungen betont Breyer (2015) die ausgeprägte Bedeutung des medizinisch-technischen Fortschritts. Breyer, Lorenz und Niebel (2015) berechnen ein zwischen den Geschlechtern variierendes Wachstumsdifferential der GKV-Ausgaben zum allgemeinen Produktivitätsfortschritt von 1 - 2 Prozentpunkten p.a. Die Frage, ob sich dieser Trend insbesondere auch auf die fernere Zukunft übertragen lässt, ist keinesfalls eindeutig zu beantworten. Bei einer langfristigen Fortschreibung erreichen die Gesundheitsausgaben durch das überproportionale Wachstum hypothetisch sehr hohe BIP-Anteile, was einen starken Rationalisierungsdruck auslösen könnte. |
| C) Fortschreibung der Größen auf Haushaltsebene | |
| 1) Überlebenswahrscheinlichkeit der Beihilfeberechtigten | Generationensterbetafeln nach Destatis (2011), die an die fernere Lebenserwartung von Beamten nach Altis und zur Nieden (2017) angepasst werden. |
| 2) Fortschreibung der Leistungen des PKV-Beihilfesystems | $\text{Leistung}_{\text{PKV},t+1,k}^j = \text{Leistung}_{\text{PKV},t,k-(s-t)}^j (1 + g + \Delta \text{MTF})^{s-t} \quad (\text{A.8})$ |
| 3) Fortschreibung der PKV-Prämien | $\text{Prämie}_{t+1,k}^j = \text{Prämie}_{t,k-(s-t)}^j (1 + g + \Delta \text{MTF})^{s-t} \quad (\text{A.9})$ Nach Owono und Weber (2010) ist in der Prämienkalkulation der medizinisch-technische Fortschritt nicht berücksichtigt. Für die Fortschreibung wird diese Entwicklung daher in Anlehnung an die Annahmen des Modells korrigiert. Die heute mit dem Alter ansteigende Prämienstruktur wird durch die Übertragung ebenfalls berücksichtigt. Die PKV-Prämien steigen durchschnittlich durch die Effekte (g , Δ MTF und ansteigende Prämienstruktur) um ca. 3,5 Prozent p.a. ⁵⁸ |
| 4) Fortschreibung der Leistungen der GKV | $\text{Leistung}_{\text{GKV},s,k}^j = \text{Leistung}_{\text{GKV},t,k-(s-t)}^j (1 + g + \Delta \text{MTF})^{s-t} \quad (\text{A.10})$ |
| 5) Fortschreibung der GKV-Beiträge | $\text{Beitrag}_{t+1,k}^j = \text{Beitrag}_{t,k-(s-t)}^j (1 + g + \Delta \text{Beitragssatz}_{s-t})^{s-t} \quad (\text{A.11})$ g spiegelt hierbei das Lohnsummenwachstum wider. Im Hinblick auf die Wirkung der demografischen Transition auf die Umlagefinanzierung der GKV wird eine endogene Beitragssatzprognose verwendet. Der GKV-Beitragssatz steigt von 15,5 Prozent im Jahr 2013 auf 20,7 Prozent in 2040 bzw. 24 Prozent in 2060. Die Fortschreibung der GKV-Bevölkerung (nach KM6) orientiert sich hierbei an den Annahmen der 13. Koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes in der Variante G1_L1_W1, allerdings basierend auf der Ist-Bevölkerung der Jahre 2013 bis 2015 und den Sterbetafeln des Jahres 2015 sowie einer leicht erhöhten Fertilität von insgesamt 1,5 Geburten pro fertiler Frau. |

⁵⁶ Die zweite neue Hamburger Beihilfevariante, bestehend aus einem Arbeitgeberzuschuss zur PKV-Prämie, wird nicht betrachtet, da sie im Durchschnitt mit einem Verlust der über den PKV-Leistungskatalog hinausgehenden Leistungen einhergeht und daher vermutlich kaum in Anspruch genommen werden dürfte.

⁵⁷ Abweichend vom Szenario der Bürgerversicherung bei Bührer et al. (2018b) wird dabei unterstellt, dass die neu hinzukommenden Beamten in der GKV keine Veränderung des Beitragssatzes bewirken.

⁵⁸ Weiterhin ist eine Überdeckung der PKV-Prämien über deren Anteil an den Lebenszyklusaufgaben von 10 Prozent gegeben, so dass dieses Vorgehen bei der Fortschreibung sehr nahe einer aktuarisch fairen Prämienkalkulation zzgl. einer Verwaltungs- und Gewinnmarge eines Versicherungsunternehmens kommt.

4 Adverse Selektion im deutschen Krankenversicherungssystem – Beamte im Fokus⁵⁹

Zusammenfassung:

Beamte können zu Beginn ihrer Karriere zwischen dem System der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) und einer Kombination aus privater Krankenversicherung (PKV) und staatlicher Kostenerstattung im Rahmen der so genannten Beihilfe wählen. Bislang entscheidet sich die überwiegende Mehrheit für die letztere Option, auch weil in der GKV der volle Beitrag anfällt, während Arbeitgeber für sozialversicherungspflichtige Angestellte etwa die Hälfte der Beiträge bezahlen. Im Jahr 2018 hat die Stadt Hamburg jedoch eine Reform eingeführt, die im Rahmen der Beihilfe auch dann einen Zuschuss vorsieht, wenn sich Beamte für die GKV entscheiden. Wir verwenden ein stochastisches Mikrosimulationsmodell, um zu analysieren, welche sozioökonomischen Haushaltstypen von der Hamburger Reform profitieren könnten, und ob dies den Versichertenmix im GKV-System verändert. Unsere Ergebnisse zeigen, dass Haushalte mit niedrigem Einkommen und hoher Morbidität sowie Familien einen wesentlich höheren Anreiz haben sich für die GKV zu entscheiden. Die Hamburger Reform könnte somit die Anreize für eine adverse Risikoselektion zu Lasten der GKV verstärken.

Schlüsselwörter: Krankenversicherung, Adverse Selektion, Beamte, Mikrosimulation

⁵⁹ Der folgende Aufsatz ist in Zusammenarbeit mit den folgenden Personen entstanden:

Christian Hagist, WHU – Otto Beisheim School of Management, Lehrstuhl für Generationenübergreifende Wirtschaftspolitik, Burgplatz 2, D-56179 Vallendar, E-Mail: christian.hagist@whu.edu
Stefan Fetzer, Hochschule Aalen, Beethovenstraße 1, D-73430 Aalen, E-Mail: stefan.fetzer@hs-aalen.de

Der Aufsatz basiert auf einer in englischer Sprache erschienenen Veröffentlichung, vgl. dazu: Bührer, C., Hagist, C. und S. Fetzer (2018a), Adverse Selection in the German Health Insurance System – The Case of Civil Servants, *WHU – Working Paper Series in Economics*, WP 18/06. Die Ergebnisse wurden auf der Jahrestagung 2018 der dggö und der European Health Economics Association, EuHEA 2018 Conference präsentiert.

4.1 Einleitung

Der universale Zugang der gesamten Bevölkerung zur Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) stellt eines der zentralen Merkmale des deutschen Krankenversicherungssystems dar. Gleichzeitig besteht für bestimmte Einkommens- und Berufsgruppen eine (beschränkte) Wahlmöglichkeit für die substituierende Private Krankenversicherung (PKV). Die Aufteilung des Systems, in (lohn)einkommensabhängige Beiträge in der GKV einerseits und morbiditätsbezogenen Prämien in der PKV andererseits, ist im Wesentlichen ein historisches Relikt. Die GKV war ursprünglich maßgeblich darauf ausgerichtet Lohnausfälle durch die Zahlung des so genannten Krankengeldes zu kompensieren. Es folgte daher einer gewissen Logik einkommensabhängige Beiträge zu verwenden, da die Versicherungsleistungen zu großen Teilen auf Lohnausfällen beruhten. Im heutigen Kontext spielt das Krankengeld mit etwa 6 Prozent der Gesamtausgaben der GKV nur noch eine untergeordnete Rolle. Die meisten Leistungen werden nach dem Sachleistungsprinzip erbracht.

Für die PKV spielen Beamte und ihre Familienangehörigen eine besondere Rolle, da sie etwa die Hälfte aller Privatversicherten oder etwa 4,3 Millionen Personen ausmachen.⁶⁰ Wenn sich Beamte für die PKV entscheiden, trägt der Staat im Rahmen der Beihilfe bis zu 70 Prozent der anfallenden Gesundheitskosten. Der private Versicherungsschutz muss somit nur das verbleibende Kostenrisiko abdecken, was zu vergleichsweise niedrigen Prämien führt. Im Gegensatz zu dieser staatlichen Subventionierung in der PKV, müssen Beamte in der GKV den vollen einkommensabhängigen Beitrag entrichten.

Im Januar 2018 hat die Stadt Hamburg eine Reform der Beihilfe beschlossen, die für gesetzlich versicherte Beamte zum ersten Mal eine finanzielle Beteiligung in Höhe der Hälfte der Beitragszahlung vorsieht (wie bei privaten Arbeitgebern generell üblich). Bis heute sind fast alle Beamten privat versichert,⁶¹ die Reform könnte jedoch den relativen Preis zwischen den beiden Systemen und in der Folge auch den Versichertenmix beeinflussen (Bührer, Fetzer und Hagist (2018c)). Obwohl derzeit auf Hamburg beschränkt, gibt es nach Medienberichten Anzeichen für Nachahmungseffekte von weiteren Bundesländern. Falls diese Entwicklung voranschreitet, könnte die Reform erhebliche Veränderungen des gesamten deutschen Krankenversicherungsmarktes nach sich ziehen und letztlich unbeabsichtigte Folgen in Form von Anreizen für eine adverse Risikoselektion zum Nachteil der GKV entfalten. Um die Auswirkungen dieser Reform abzuschätzen, entwickeln wir in diesem Aufsatz ein stochastisches Mikrosimulationsmodell zur Analyse der Entscheidungsfindung von Beamten. Grundlage ist dabei eine Haushaltsbetrachtung mit einem Beamten/einer Beamtin als Haushaltsvorstand.

⁶⁰ Ohne Berücksichtigung ergänzender Versicherungsprodukte, wie etwa Auslandskrankenversicherungen.

⁶¹ Nach Schätzungen des Deutschen Bundestages sind etwa 8 Prozent der Beamten in der GKV versichert.

Neben generellen Bezügen zur Literatur über adverse Selektion in Krankenversicherungsmärkten, die theoretisch auf den Arbeiten von Rothschild und Stiglitz (1976) beruht und von Cutler und Zeckhauser (1997) diskutiert wird, ist diese Arbeit eng mit der Literatur zu Risikoselektion im deutschen Krankenversicherungssystem verknüpft. In diesem Rahmen wurde über die Wirkung von nachfrage- und angebotsseitiger Risikoselektion und deren Folgen innerhalb der PKV (Eekhoff, Jankowski und Zimmermann (2006)) und GKV (Nuscheler und Knaus (2005), Bauhoff (2012), Thomson, Busse, Crivelli, van de Ven und van de Voorde (2013) und Pilny, Wübker und Ziebarth (2017)) diskutiert. Unser Papier bezieht sich speziell auf Risikoselektion zwischen GKV und PKV, da durch die Unterschiede in der Prämienberechnung und folglich den relativen Preisen ein theoretischer Anreiz entsteht, welcher eine nachteilige Selektion zu Lasten der GKV induzieren könnte. Diese Erkenntnis wird durch neuere Evidenz untermauert. Beispielsweise zeigen Bünnings und Tauchmann (2015), dass gerade junge und gesunde Menschen überproportional häufig von der gegebenen Wahlmöglichkeit Gebrauch machen und sich für die PKV entscheiden. Nach Panthöfer (2016) ist diese Entscheidung im Wesentlichen auf den Vergleich der morbiditätsadjustierten Prämie (PKV) und der einkommensabhängigen Beiträge (GKV) sowie den Grad der individuellen Risikoaversion zurückzuführen. Der Auswahlprozess wird auch durch die dynamische Informationsgewinnung über den Risikotyp des Versicherten beeinflusst. Dieser Prozess determiniert den Zeitpunkt zu dem Selektionseffekte auftreten (Hofmann und Browne (2013)). Darüber hinaus zeigen Grunow und Nuscheler (2014), dass die Tendenz zum Wechsel von der privaten zur gesetzlichen Krankenversicherung zunimmt, wenn Personen einem Gesundheitsschock ausgesetzt waren. Unser zentraler Beitrag zu diesem Bereich der Literatur stellt die spezifische Betrachtung der Gruppe der Beamten dar, deren abweichender Entscheidungskontext bislang noch nicht berücksichtigt wurde.

Des Weiteren trägt unser Artikel zu der Forschungsrichtung der so genannten „heterogenen Präferenzen“ bei, nach der Präferenzen, die nicht mit Gesundheitsrisiken zusammenhängen, die Wahl der Kranken- und Pflegeversicherung beeinflussen (Finkelstein und McGarry (2006), Cutler, Finkelstein und McGarry (2008) und Ericson und Starc (2015)). Wir beziehen uns insbesondere auf die Ergebnisse von Polyakova (2016), welche die Präferenzen für nicht gesundheitsbezogene Merkmale der PKV hervorhebt, wie etwa den umfangreicheren Leistungskatalog, die Behandlung durch vermeintliche "5-Sterne"-Mediziner oder ein höherer Komfort aufgrund von kürzeren Wartezeiten in der ärztlichen Versorgung (Roll et al. (2012), Sundmacher und Kopetsch (2013) und Luque Ramos, Hoffmann und Spreckelsen (2018)). Diese Effekte könnten Anreize für morbiditätsbezogene Risikoselektion dominieren. Pendzialek, Simic und Stock (2017) verwenden ein diskretes Entscheidungsexperiment, um in einem deutschen institutionellen Umfeld zu veranschaulichen, dass neben Preisen auch zusätzliche Leistungen einen signifikanten Einfluss haben. Sie weisen auch darauf hin, dass der Gesundheitszustand

eine Rolle für die relative Bedeutung von Preisen spielt und für gesündere Personen von größerer Relevanz ist. Um diese Effekte zu modellieren, verwenden wir drei Szenarien in Bezug auf die Differenz der Leistungsniveaus zwischen PKV und GKV, um die Auswirkungen heterogener Präferenzen aufzuzeigen.

Polyakova (2016) betont, dass die langfristige Struktur von PKV-Verträgen zudem Anreize für frühzeitige Vertragsabschlüsse entfaltet, da die individuelle Risikobewertung nur einmal und zum Zeitpunkt der Versicherungsabschlusses erfolgt. Unser Beitrag zeigt, dass die Rentabilität des Gesamtergebnisses und damit Selektionseffekte stark von Elementen wie der Familiengründung beeinflusst werden. Derartige Faktoren müssen jedoch, wie in unserem Mikrosimulationsmodell vorgesehen, extrapoliert werden, da sie zum Zeitpunkt des Versicherungsabschlusses normalerweise unbekannt sind. Dieses Argument steht im Einklang mit den Ergebnissen von Grunow und Nuscheler (2014), die argumentieren, dass hohe Morbiditätsrisiken eher nach als vor Vertragsabschluss aussortiert werden.

Die individuelle Vorteilhaftigkeit des Krankenversicherungssystems im deutschen Umfeld hängt nicht nur von den finanziellen Auswirkungen in Bezug auf Morbidität und individuellem Einkommen ab, sondern auch von nicht-monetären Präferenzen und der Anzahl mitversicherter Familienmitglieder. Unser Beitrag besteht darin, dass wir alle drei Elemente in ein stochastisches Mikrosimulationsmodell integrieren, um die Auswirkungen der Hamburger Reform und ihre Größenordnung zu analysieren. Dabei berücksichtigen wir die langfristige Struktur der PKV-Verträge, die dieses Kalkül im Wesentlichen zu einer Entscheidung machen die nur einmal im Leben getroffen wird.

Im zweiten Abschnitt veranschaulichen wir unser Simulationsmodell vor dem institutionellen Hintergrund. Dieser determiniert maßgeblich die Entscheidung eines Beamten für ein Krankenversicherungsregime. Die zugrunde liegende langfristige Prognose zeigt den Verlauf von Familiengründungen sowie Gesundheitszustände über den Lebenszyklus auf individueller Ebene anstelle von aggregierten Ergebnissen nach der Idee von Michaud, Goldman, Lakdawalla, Zheng und Gailey (2012). Unser Modell ist in der Verhaltensdimension statisch, da die Entscheidung für ein Versicherungssystem im Wesentlichen lebenslang ist und Systemwechsel nur selten vorkommen. Zabinski, Selden, Moeller und Banthin (1999) analysieren adverse Selektionseffekte anhand eines vergleichbaren Ansatzes und betrachten dafür das Angebot von „Medical Savings Accounts“. In jüngerer Zeit verfolgen Eggink, Woittiez und Ras (2016) einen ähnliches Vorgehen zur Prognose der Leistungsanspruchnahme von Pflegeleistungen in den Niederlanden. Darüber hinaus verwenden Di Novi, Marenzi und Rizzi (2018) ein statisches Steuer-Nutzen-Modell, um die Verteilungseffekte von Steuervergünstigungen für Selbstbeteiligungen zu analysieren. Der dritte Abschnitt zeigt die Ergebnisse unseres stochastischen Mikrosimulationsmodells und weitere Analysen der determinierenden Faktoren. Der

Aufsatz schließt im vierten Abschnitt mit einer einordnenden Diskussion der Ergebnisse vor dem institutionellen Hintergrund.

4.2 Methodik des Mikrosimulationsmodells

Die Wechselmöglichkeiten zwischen GKV und PKV sind durch gesetzliche und ökonomische Gegebenheiten stark eingeschränkt. Eine Rückkehr in das gesetzliche System nach vorangegangener privater Absicherung ist nur unter bestimmten rechtlichen Bedingungen möglich. Umgekehrt ist ein Wechsel von der gesetzlichen in die private Krankenversicherung formal betrachtet jederzeit möglich. Die Anreize für diesen Schritt nehmen jedoch mit zunehmendem Alter ab, da letzteres mit höheren Prämien einhergeht.⁶² Somit kann die Wahl des Versicherungssystems im Wesentlichen als eine einmalige Entscheidung angesehen werden, die ein rationaler Beamter bei Aufnahme des Arbeitsverhältnisses auf der Grundlage des zu erwartenden Ergebnisses treffen würde. Diesem Gedanken folgend, verwenden wir ein stochastisches Mikrosimulationsmodell, das den Lebenszyklus ab dem Berufseinstieg mit 25 Jahren und somit das Entscheidungskriterium abbildet.

Das Modell berücksichtigt Variationen auf individueller und Haushaltsebene, da Zahlungen und Leistungen im jeweiligen System von beidem bestimmt werden. Partner und Kinder sind in der GKV beitragsfrei mitversichert, im PKV-System müssen für sie dagegen Prämien bezahlt werden.⁶³ Der Staat trägt jedoch auch in diesem Fall bis zu 80 Prozent der Gesundheitskosten. Daher muss die in der PKV gezahlte Prämie nur das verbleibende Kostenrisiko abdecken (**Tabelle 12**). Wie eingangs erläutert, deckt die Beihilfe in der PKV zusätzlich auch für Beamte bis zu 70 Prozent der Gesundheitskosten ab. In der GKV musste diese Gruppe dagegen vor der Reform den gesamten einkommensabhängigen Beitrag in Höhe von 15,50 Prozent zahlen. Seit Einführung der Hamburger Reform ist dieser Beitragssatz auf 7,75 Prozent halbiert.⁶⁴

Im Modell unterscheiden wir zwischen Einflussfaktoren die ex ante bekannt sind und solchen, die der Einzelne nur ex post beobachten kann. Wie in **Abbildung 13** veranschaulicht, verwenden wir drei verschiedene Morbiditätsgruppen, um die ex ante verfügbaren Informationen über den Morbiditätsgrad des Beamten darzustellen, welcher die morbiditätsadjustierte Prämie in

⁶² Der Grund dafür ist, dass PKV-Unternehmen (risikoadjustierte) Prämien berechnen. Diese werden über die verbleibende Lebenserwartung geglättet, indem kapitalgedeckte Alterungsrückstellungen gebildet werden. Die Überschüsse im jüngeren Alter werden verwendet, um Prämien erhöhungen im Alter abzumildern. Versicherungsabschlüsse in einem höheren Alter gehen sowohl mit einer verringerten Ansparzeit als auch einem abgeschwächten Zinseszinsseffekt der kapitalfinanzierten Alterungsrückstellungen einher.

⁶³ Die kostenlose Mitversicherung in der GKV hängt von bestimmten Bedingungen wie dem Einkommen des Partners und dem Alter der Kinder ab. Siehe Busse, Blümel, Knieps und Bärnighausen (2017) für eine detaillierte Darstellung des GKV-Systems in Deutschland.

⁶⁴ Der Beitragssatz im Jahr 2019 unterscheidet sich in der Größenordnung von 14,60 und 16,30 Prozent zwischen den rund einhundert verschiedenen gesetzlichen Krankenkassen. Darüber hinaus ist das beitragsrelevante Einkommen auf 54.450 Euro im Jahr begrenzt.

der PKV determiniert. Die Gruppe "Niedrige Morbidität" bezeichnet den Basisfall, während Beamte mit einer "mittleren Morbidität" einen Prämienaufschlag in Höhe von 15 Prozent auf diesen Basisfall zahlen. Für die Gruppe mit einer „hohen Morbidität“ wird schließlich ein Prämienaufschlag in Höhe von 30 Prozent erhoben.⁶⁵ Diese spezifische Aufteilung der Morbiditätsgrade in drei Gruppen basiert auf der Verteilung, die typischerweise in realen Daten der PKV zu beobachten ist.

Tabelle 12: Überblick der Zahlungen und Leistungen für Beamte und ihre Angehörigen in GKV und PKV

| | Gesetzliche Krankenversicherung (GKV) | | Private Krankenversicherung (PKV) |
|------------|---------------------------------------|--|--|
| | Prinzip | Einkommensabhängige Beiträge | Morbiditätsadjustierte Prämien für das verbleibende Kostenrisiko |
| Zahlungen | Beamte | Vor Reform: 15,50% (Lohn) Nach Reform: 7,50% (Lohn) | Staat zahlt 50% der Gesundheitsausgaben im aktiven Dienst und 70% im Ruhestand |
| | Partner | Beitragsfrei | Staat zahlt 70% der Gesundheitsausgaben |
| | Kinder | Beitragsfrei | Staat zahlt 80% der Gesundheitsausgaben |
| Leistungen | GKV Leistungskatalog | | GKV-Leistungskatalog + zusätzliche Leistungen (z.B. Brillen) + höhere Honorare für medizinische Fachkräfte |

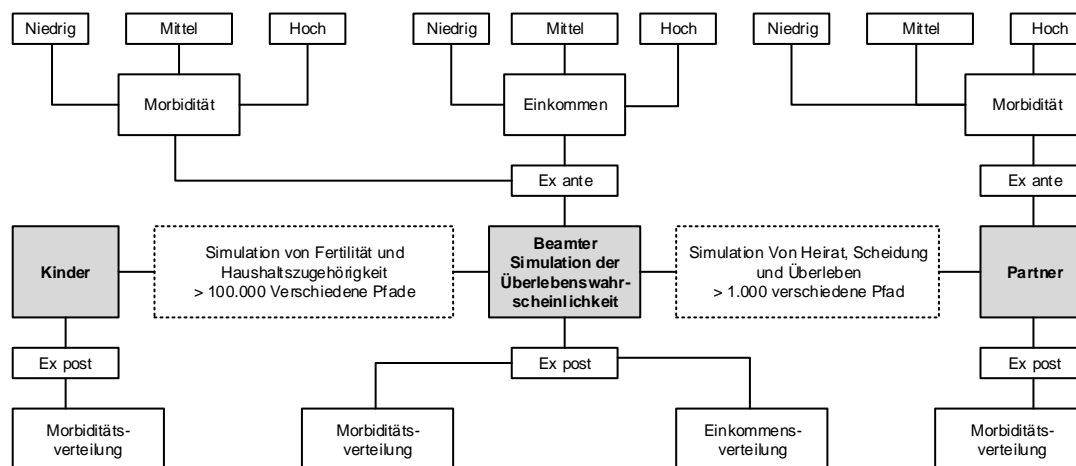
Quelle: Eigene Darstellung; der Beitragssatz basiert auf dem Jahr 2013 um unsere Datengrundlage, die Einkommens- und Verbrauchstichprobe (EVS) mit dem Basisjahr 2013 widerzuspiegeln.

Die ex ante verfügbaren morbiditätsbezogenen Risikofaktoren spiegeln sich in einem höheren Leistungsniveau wider. Beispielsweise bezieht die Gruppe mit einer hohen Morbidität im Durchschnitt um 30 Prozent höhere Leistungen als die Basisgruppe.⁶⁶ Darüber hinaus werden die durchschnittlichen Leistungen, die ein Individuum über seinen Lebenszyklus erhält, durch einen morbiditätsbezogenen ex-post-Risikofaktor determiniert. Dieser Faktor wird für jedes Individuum zufällig aus der typischen Verteilung der Krankheitskosten abgeleitet, die für die GKV in Deutschland (Repschläger, Schulte und Osterkamp (2014)), aber beispielsweise auch in den USA zu beobachten ist (Mitchell und Machlin (2017)). Damit bilden wir ab, dass in der Regel ein relativ kleiner Teil der Versicherten schwere und chronische Krankheiten hat und somit sehr hohe Kosten verursacht, während die überwiegende Mehrheit eher geringere Leistungen erhält. Wir verwenden diese Verteilung, um die relative Morbidität eines Versicherten zu bestimmen.

⁶⁵ Durch eine freiwillige Verpflichtung der privaten Krankenversicherungen ist der morbiditätsadjustierte Risikozuschlag auf 30 Prozent begrenzt.

⁶⁶ Diese durchschnittlichen Leistungsprofile der PKV basieren auf den Wahrscheinlichkeitstabellen der Bundesanstalt für Finanzsicherung (BaFin (2013)). Ihr entsprechender Gegenpart für die GKV leitet sich vom Bundesversicherungsamt ab und enthält Ausgabenprofile für die gesetzlich versicherte Bevölkerung (BVA (2013b)). Wir passen diese Profile an, um der vermutlich besseren Morbidität von Beamten Rechnung zu tragen.

Abbildung 13: Integrierte Risikofaktoren der Lebenszyklus-Simulation eines Haushalts im Mikrosimulationsmodell



Quelle: Eigene Darstellung; vgl. **Tabelle 11** im Anhang für eine Zusammenfassung der Datengrundlagen und Modellannahmen

Im Gegensatz zu den morbiditätsadjustierten Prämien der PKV sind für die GKV (lohn)einkommensabhängige Beiträge relevant. Daher unterteilen wir die Beamtenpopulation zu Beginn ihrer Karriere in drei gleich große Einkommensgruppen (niedrig, mittel und hoch), wobei wir die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) mit dem Basisjahr 2013 verwenden. Im Verlauf des Erwerbslebens kann dieses beitragspflichtige Einkommen aufgrund unterschiedlicher Karrierepfade in Bezug auf Arbeitsumfang oder Beförderungen variieren. Daher integrieren wir zusätzlich einen aus der EVS abgeleiteten Faktor, um die ex-post-Varianz des Einkommens zu berücksichtigen. An dieser Stelle wirkt sich die in der Einleitung beschriebene Reform der Stadt Hamburg auf die Beitragsbelastung für Beamte aus. In der bisherigen Regelung mussten sie den vollen Beitrag auf das relevante Einkommen zahlen. Nach der Reform übernimmt der Arbeitgeber die Hälfte.

Auf Basis dieser Informationen können nun die Zahlungen und Leistungen für den einzelnen Beamten abgebildet werden. Für weitere Haushalts- bzw. Familienmitglieder integrieren wir bestehende ex-ante und ex-post-Risiken äquivalent, einschließlich einiger Ausnahmen. Wir beschränken unsere Analyse auf Partner ohne nennenswertes Einkommen, da eine Kostenbeteiligung in der PKV im Rahmen der Beihilfe nur in diesem Fall möglich ist. Da in der GKV für Partner ohne Einkommen keine Beiträge zu leisten sind, muss auch kein Einkommensrisiko modelliert werden. Darüber hinaus können auch Kinder in der GKV beitragsfrei mitversichert werden, bis sie eine einschlägige Tätigkeit aufnehmen oder das Höchstalter von 26 Jahren erreichen. Außerdem muss in diesem Fall kein ex-ante-Morbiditätsrisiko simuliert werden, da in der PKV keine Morbiditätsadjustierung der Prämie für Kinder vorgesehen ist.

Im nächsten Schritt simulieren wir Haushalte mit gegebenen ex-ante und ex-post-Risiken über den Lebenszyklus des jeweiligen Beamten. Dazu verwenden wir spezifische Überlebenswahrscheinlichkeiten nach Altis und zur Nieden (2017). Darüber hinaus bestimmen wir, ob und

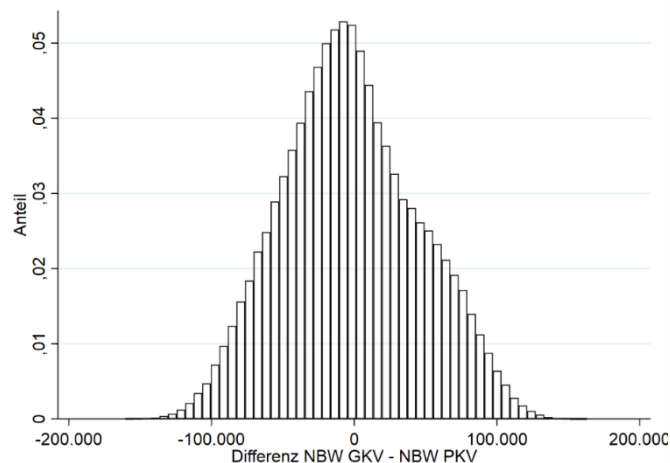
wann ein Partner im Haushalt vorliegt, basierend auf Heirats-, Scheidungs- und Überlebenswahrscheinlichkeiten aus offiziellen Statistiken. In einem weiteren Schritt verwenden wir die altersspezifischen Geburtenraten in Deutschland, um die Wahrscheinlichkeit für ein oder mehrere Kinder zu bestimmen, und altersspezifische Erwerbsquoten, um festzustellen, wann diese Kinder eine Beschäftigung aufnehmen. In Verbindung mit der Altersgrenze lässt sich somit bestimmen, wann Kinder den Haushalt wieder verlassen.

Schließlich basiert das Mikrosimulationsmodell auf drei Szenarien hinsichtlich der Differenz des Leistungsniveaus zwischen PKV und GKV. Im Basisszenario liegen die Leistungen in beiden Systemen auf GKV-Niveau. Im zweiten Szenario, „größerer Leistungskatalog“, werden Leistungen der PKV integriert, wie zum Beispiel die Erstattung von Brillen oder Zahnersatz, die im Leistungskatalog der GKV nicht enthalten sind. Das dritte Szenario, "Preiseffekt", berücksichtigt neben diesem breiteren Leistungskatalog zusätzlich, dass Ärzte in der ambulanten Versorgung im privaten System höhere Gebühren für gleiche Leistungen erhalten. Diese Unterscheidung ermöglicht es den Effekt „heterogener Präferenzen“ auf die Wahl der Krankenversicherung zu analysieren. Die Kombination dieser drei Simulationsszenarien dient schließlich als Grundlage, um den aktuellen Wert der Leistungen und Zahlungen aller Haushaltsmitglieder über den gesamten Lebenszyklus des Beamten in GKV und PKV zu ermitteln.

4.3 Ergebnisse und Analyse

Das zu Grunde gelegte Entscheidungskriterium basiert auf der Differenz der Netto-Barwerte (NBW, d. h. die Differenz zwischen dem Barwert der Leistungen und Zahlungen), für den Haushalt über den verbleibenden Lebenszyklus in GKV und PKV (NBW GKV minus NBW PKV).⁶⁷ **Abbildung 14** zeigt die Verteilung dieser Differenz im Basisszenario unter der Annahme einer gleichmäßigen Verteilung aller individuellen und haushaltsbezogenen Faktoren. In diesem Szenario ist das Leistungsniveau in beiden Systemen identisch. Die resultierenden Werte der Simulation liegen ungefähr zwischen plus und minus 160.000 Euro und fallen für etwas weniger als die Hälfte der Haushalte positiv aus. Somit sind diese Haushalte in der GKV ökonomisch bessergestellt, da der Barwert in der GKV größer ist als in der PKV.

Abbildung 14: Histogramm der Differenz zwischen NBW GKV und NBW PKV im Basisszenario

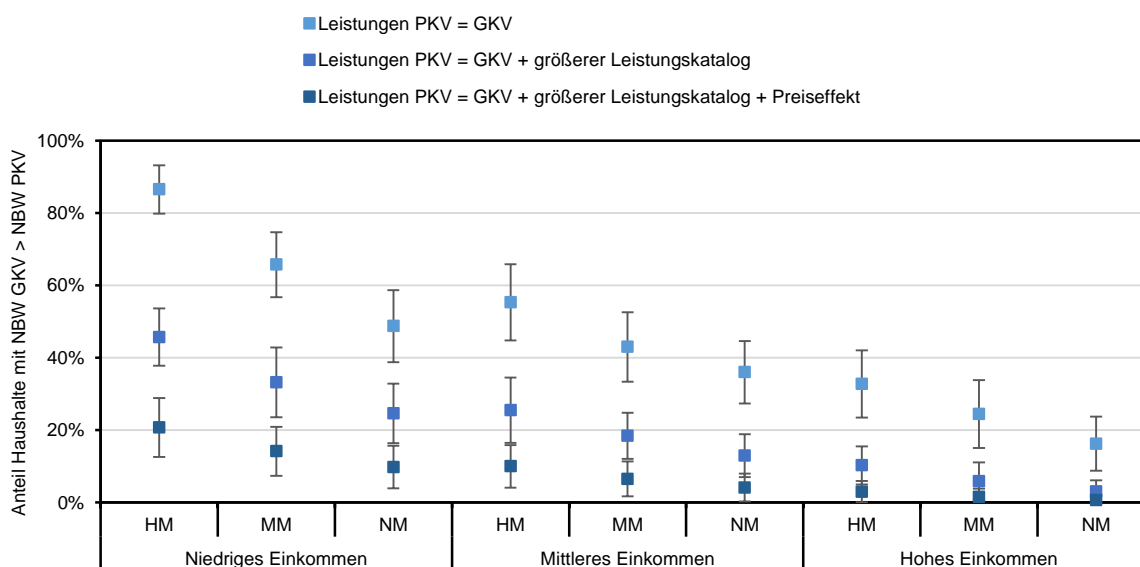


Quelle: eigene Darstellung; die Ergebnisse basieren auf 200.000 Simulationen unter der Annahme einer gleichmäßigen Verteilung aller Risikofaktoren und eines Anfangsalters von 25 Jahren. Eine Zusammenfassung der Datenquellen und Modellannahmen ist in **Tabelle 11** des Anhangs dargestellt.

4.3.1 Der Einfluss der individuellen Risikofaktoren des Beamten und seiner familiären Situation

Im Folgenden sind die Ergebnisse nach den beiden Faktoren untergliedert, die nach unserer Interpretation die Risikoselektion maßgeblich beeinflussen: Zum einen die individuelle Morbidität und das Einkommensniveau des Beamten und zum anderen die familiäre Situation. **Abbildung 15** zeigt für alle drei Szenarien des Leistungsniveaus den Anteil der Haushalte, für die der Barwert in der GKV größer ausfällt als in der PKV. Die Ergebnisse sind nach Einkommensniveau und Morbidität differenziert dargestellt, um die Effekte hervorzuheben, die sich aus den individuellen Merkmalen des Beamten ergeben, während familiäre Faktoren gleichverteilt sind.

⁶⁷ Die verbleibende Lebenserwartung mit 25 Jahren liegt bei 63 bzw. 66 Jahren für Männer bzw. Frauen.

Abbildung 15: Anteil der in der GKV monetär besser gestellten Haushalte nach Einkommen und Morbidität des Beamten sowie PKV-Leistungsniveau

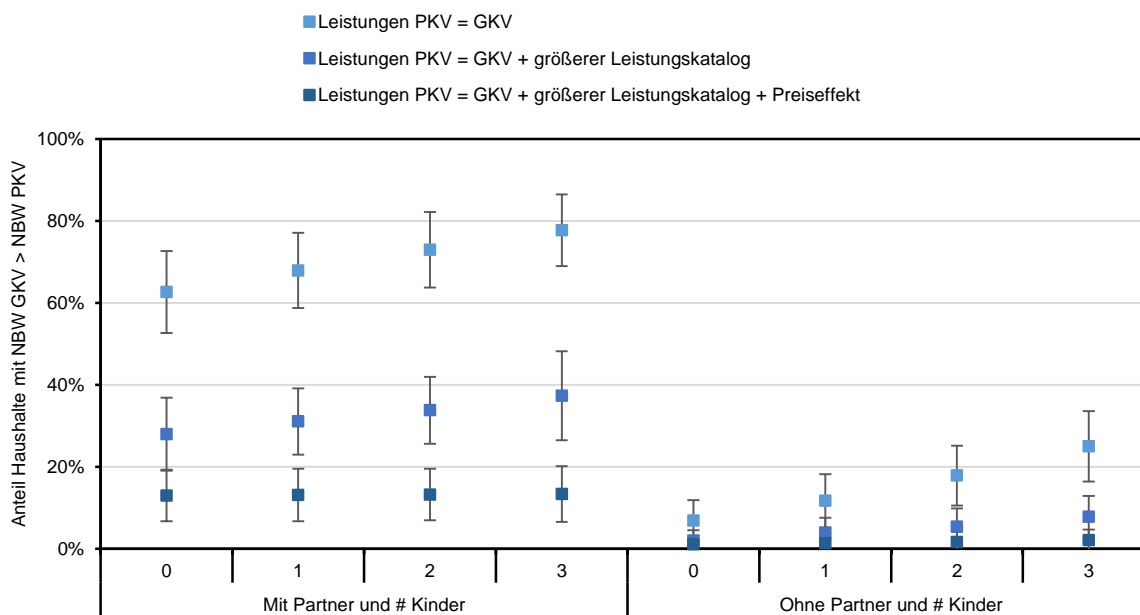
Quelle: eigene Berechnung; die Ergebnisse basieren auf 100 Bootstrap-Simulationen mit einer Stichprobengröße von 100. HM = hohe Morbidität, MM = mittlere Morbidität, NM = niedrige Morbidität. Dargestellt sind der Mittelwert und das 95% -Konfidenzintervall. Eine Zusammenfassung der Datenquellen und Modellannahmen ist in **Tabelle 11** des Anhangs dargestellt.

Betrachtet man die Gruppe mit einer hohen Morbidität und niedrigem Einkommen im Basisszenario, in der das Leistungsniveau in beiden Systemen identisch ist, wären 87 Prozent der Haushalte in der GKV ökonomisch bessergestellt als in der PKV. Dieser Wert ist fast dreimal so hoch wie die 33 Prozent für Haushalte mit hoher Morbidität und hohem Einkommen, was den Selektionsanreiz zwischen den Einkommensgruppen verdeutlicht. Gegeben ein mittleres Einkommen, bewegt sich der Anteil zu Gunsten der GKV zwischen 55 Prozent (hohe Morbidität) und 36 Prozent (niedrige Morbidität), was die hochselektiven morbiditätsbezogenen Anreize hervorhebt. Im Vergleich der Szenarien, verringert sich der Basiswert von 55 Prozent in der oben genannten Gruppe auf 25 Prozent, wenn der größere Leistungskatalog der PKV berücksichtigt wird und auf 10 Prozent, wenn zusätzlich auch der Preiseffekt eine Rolle spielt. In Bezug auf die Unsicherheit des Ergebnisses illustriert die Gruppe mit hoher Morbidität und niedrigem Einkommen, dass die Konfidenzintervalle zwischen den Szenarien absolut betrachtet vergleichbar sind und bei unter 10 Prozentpunkten liegen, jedoch relativ zum jeweiligen Mittelwert größer ausfallen, wenn die höhere Generosität und der Preiseffekt berücksichtigt werden. Dieser Effekt hängt mit der stochastischen Natur des Simulationsmodells zusammen, da die Integration von Leistungsunterschieden mit einer höheren Varianz des individuellen Ergebnisses einhergeht.

Im zweiten Schritt betrachten wir die Auswirkungen familiärer Faktoren bei gleichmäßiger Verteilung des individuellen Einkommens- und Morbiditätsniveaus des Beamten. Im Basisszenario weisen etwa 70 Prozent der Haushalte mit einem Partner während des Lebenszyklus einen höheren Barwert im GKV-System auf (**Abbildung 16**). In Haushalten ohne Partner beträgt

dieser Anteil dagegen nur 16 Prozent. In letzterer Gruppe führt ein zusätzliches Kind zu einem Anstieg des GKV-Anteils um etwa 6 bis 7 Prozentpunkte. In Haushalten mit einem Partner fällt dieser Effekt geringer aus, was darauf zurückzuführen ist, dass der ökonomische Effekt eines Partners deutlich größer ist als der von Kindern. Somit dominiert ein Partner den Effekt von Kindern, da er die Entscheidung pro GKV in vielen Fällen per se bestimmt.⁶⁸

Abbildung 16: Anteil der in der GKV monetär besser gestellten Haushalte nach Familienstatus des Beamten sowie PKV-Leistungsniveau



Quelle: eigene Berechnung; die Ergebnisse basieren auf 100 Bootstrap-Simulationen mit einer Stichprobengröße von 100. HM = hohe Morbidität, MM = mittlere Morbidität, NM = niedrige Morbidität. Dargestellt sind der Mittelwert und das 95% -Konfidenzintervall. Eine Zusammenfassung der Datenquellen und Modellannahmen ist in **Tabelle 11** des Anhangs dargestellt.

4.3.2 Differenzierung der Effekte anhand eines logistischen Modells

Die Beziehung zwischen der Effektgröße eines zusätzlichen Kindes und das Vorliegen eines Partners im Haushalt veranschaulicht deren wechselseitige Interdependenz. Daher verwenden wir ein logistisches Modell, um die verschiedenen Einflussfaktoren, sowohl auf Ebene des individuellen Einkommens und der Morbidität als auch in Bezug auf familiäre Faktoren, zu analysieren und deren Auswirkungen zu differenzieren. Grundlage sind dabei die Ergebnisse des Simulationsmodells. Haushalten wird eine „1“ zugewiesen, wenn der Barwert in der GKV den Barwert in der PKV übersteigt beziehungsweise eine „0“ falls das Gegenteil zutrifft. Wie in **Tabelle 13** veranschaulicht, analysieren wir auf dieser Basis anhand einer logistischen Regression, inwiefern Einkommen (in 1.000 Euro) und Morbidität des Beamten (niedrig = 1, mittel = 2 und hoch = 3), das Vorliegen eines Partners, die Morbidität des Partners und die Anzahl

⁶⁸ In vielen Bundesländern wird die PKV-Prämie des Beamten nach dem zweiten Kind in der Familie reduziert, da der staatliche Zuschuss von 50 auf 70 Prozent erhöht wird. Wir haben diese Regelung nicht in unser Modell aufgenommen, da vor kurzem einige Bundesländer begonnen haben diese Anpassung aufzuheben. Die Berücksichtigung dieser Regelung würde den Effekt des zweiten und dritten Kindes verstärken.

der Kinder (maximal 3) sowie das Geschlecht des Beamten (männlich = 1, weiblich = 0) die Chancen für einen Haushalt beeinflussen, sich in der GKV ökonomisch besser zu stellen.

Bei Betrachtung der familiären Faktoren wird der signifikante Einfluss eines Partners erneut deutlich. Im Basisszenario erhöhen sich die Chancen für einen Haushalt von der GKV zu profitieren aufgrund eines Ehepartners um den Faktor 32, im Vergleich zu Haushalten ohne Partner. Dieser Effekt wird noch verstärkt, wenn der Partner im der PKV mit morbiditätsbezogenen Risikoaufschlägen konfrontiert ist. Der Grund dafür ist, dass Ehepartner in der GKV Leistungen erhalten ohne Beiträge zahlen zu müssen, während in der PKV eine anteilige Basisprämie und gegebenenfalls ein Risikozuschlag erhoben wird. Ein zusätzliches Kind wirkt sich ebenfalls positiv aus. Allerdings fällt der Effekt mit etwa 58 Prozent deutlich geringer aus. Ein morbiditätsbedingter Risikoaufschlag für den Beamten erhöht die Chancen für den Haushalt, sich in der GKV besser zu stellen, um rund 173 Prozent. Betrachtet man die einkommensbezogenen Anreize, senkt ein zusätzliches Einkommen in Höhe von 1.000 Euro die Chancen um mehr als 20 Prozent. Interessanterweise spielt das Geschlecht, trotz der unterschiedlichen altersspezifischen Leistungsprofile, keine relevante Rolle, sobald für andere Faktoren kontrolliert wird.

Tabelle 13: Ergebnisse der logistischen Regression nach PKV-Leistungsniveau

| VARIABLEN | Odds ratios | | |
|-------------------------|-------------------------------------|--|---|
| | (1) PKV Leistungsniveau = GKV | (2) PKV Leistungsniveau = GKV + größerer Leistungskatalog | (3) PKV Leistungsniveau = GKV + größerer Leistungskatalog + Preiseffekt |
| Geschlecht | 1,032** (0,013) | 0,973** (0,013) | 1,023 (0,019) |
| Einkommen | 0,777*** (0,001) | 0,831*** (0,001) | 0,836*** (0,002) |
| Morbidität des Beamten | 2,733*** (0,024) | 1,802*** (0,015) | 1,677*** (0,019) |
| Partner | 32,481*** (0,598) | 10,291*** (0,194) | 8,383*** (0,256) |
| Morbidität des Partners | 1,397*** (0,016) | 1,262*** (0,012) | 1,257*** (0,015) |
| Anzahl Kinder | 1,577*** (0,010) | 1,256*** (0,008) | 1,033*** (0,008) |
| Konstante | 108,901*** (5,116) | 8,029*** (0,397) | 2,986*** (0,228) |
| Beobachtungen | 200.000 | 200.000 | 200.000 |
| Pseudo R ² | 0,452 | 0,276 | 0,207 |

Standardabweichung (robust) in Klammern *** p<0,01, ** p<0,05

Quelle: eigene Berechnungen; die Ergebnisse basierend auf 200.000 Simulationen. Einkommen wird in 1.000 Euro gemessen, die Morbidität wird wie folgt: niedrige Morbidität = 1, mittlere Morbidität = 2, hohe Morbidität = 3. Partner = 1, wenn ein Partner im Lebenszyklus, sonst 0. Die Anzahl der Kinder ist auf 3 begrenzt. Geschlecht = 1 für Männer und 0 für Frauen. Eine Zusammenfassung der Datenquellen und Modellannahmen ist in **Tabelle 11** des Anhangs dargestellt.

Vergleicht man die Effekte unter Berücksichtigung eines höheren Leistungsniveaus in der PKV in den beiden weiteren Szenarien, wird die Absicherung im PKV-System insgesamt attraktiver. Daher verringern sich die Chancen, zum Beispiel durch einen mitversicherten Partner, von einer Versicherung in der GKV zu profitieren. Werden sowohl der umfangreichere Leistungskatalog der PKV als auch der Preiseffekt berücksichtigt, spielt die Anzahl der Kinder kaum

noch eine Rolle. Der Grund dafür ist, dass die zusätzlichen Prämienzahlungen durch das höhere Leistungsniveau der PKV kompensiert werden. Dieser Effekt ist möglich, da aufgrund der staatlichen Subventionen für Kinder in der PKV, wie in Abschnitt 4.2 erläutert, nur für 20 Prozent der anfallenden Kosten eine Prämie gezahlt werden muss.

4.4 Fazit und Diskussion

Unsere Analyse zeigt, dass bei rationaler Wahl der Krankenversicherung künftig ein deutlich verstärkter adverser Selektionseffekt zum Nachteil der GKV entstehen kann. Während sich Beamte bisher fast immer für die PKV entschieden haben, schafft die Hamburger Reform neue Anreize für Gruppen mit niedrigem Einkommen und hoher Morbidität sowie insbesondere Familien sich gesetzlich zu versichern. Dagegen würden sich Haushalte mit hohem Einkommen und Kinderlose weiterhin überwiegend in der PKV besserstellen. Somit könnte die bisher homogen privat versicherte Beamtengruppe von einer verstärkten Risikostreuung erfasst werden. Aus Sicht der GKV und ihrer Versicherten kann dies sogar zu zusätzlichen Belastungen führen, da diese neuen Gruppen im GKV-System wahrscheinlich Nettoempfänger sein werden. Betrachtet man Haushalte mit einem männlichen Beamten, so deuten die Ergebnisse des Mikrosimulationsmodells im Basisszenario darauf hin, dass diejenigen, die von einer Versicherung in der GKV profitieren würden, zumindest ein schlechteres Verhältnis von Zahlungen zu Leistungen haben als der Durchschnitt aller Haushalte. Tatsächlich entzieht diese Gruppe dem System über den Lebenszyklus mehr Ressourcen als sie zur Verfügung stellt. Auch Haushalte mit einer weiblichen Beamtin und Anreizen für die GKV sind tendenziell eher Nettoempfänger. Der Effekt fällt jedoch geringer aus, was hauptsächlich darauf zurückzuführen ist, dass Frauen im Laufe ihres Lebenszyklus weniger Gesundheitsressourcen in Anspruch nehmen.

Unser Modell bildet eine risikoneutrale Perspektive von Haushalten mit einem jungen Entscheidungsträger ab, und betrachtet dabei den gesamten Lebenszyklus. Wenn Versicherte für finanzielle Anreize empfänglich sind, sollten signifikante Unterschiede der Barwerte das Wechselverhalten beeinflussen. Für den deutschen Markt findet sich dabei gemischte Evidenz in Bezug auf die Auswirkung von Preisen (oder monetären Anreizen) auf die Wahl der Krankenversicherung. Die Literatur konzentriert sich auf GKV-Versicherte und das damit verbundene Wechselverhalten zwischen Krankenkassen. Schmitz und Ziebarth (2017) finden hohe Preiselastizitäten, während diese bei Tamm, Tauchmann, Wasem und Gress (2007) kurzfristig eher klein ausfallen, langfristig jedoch signifikant sind.

Berechnungen anhand unseres Modells für die Rahmenbedingungen vor der Hamburger Reform zeigen, dass sich kaum ein Haushalt in der GKV besserstellen würde, während die deutsche Bundesregierung schätzt, dass derzeit rund 8 Prozent aller Beamten in der GKV versi-

chert sind. Die Erklärung für diesen Unterschied könnte entweder durch seltene Konstellationen begründet sein (extreme vorab bestehende Bedingungen der Versicherten), historische Gesetzesänderungen oder ideologische Gründe haben, da in der deutschen Debatte die Entscheidung für die PKV häufig als "Bruch mit der Solidarität" bezeichnet wird. Unsere Schätzungen liegen jedoch in derselben Dimension wie medial berichtete Zahlen für die Hamburger Reform. Ausgehend von der realen Verteilung der Risikofaktoren (hinsichtlich Morbidität, Einkommen und Partnern) legt das Modell nahe, dass etwa 12,5 Prozent der Population durch eine Absicherung in einer GKV bessergestellt ist. Dieser Wert wird insbesondere dadurch bestimmt, dass nur ein relativ kleiner Teil der Haushalte morbiditätsbezogene Risikoaufschläge in der PKV zahlen muss. Unter Berücksichtigung des umfangreicheren Leistungskataloges in der PKV sinkt dieser Wert auf 4 Prozent beziehungsweise auf 1,4 Prozent, wenn zusätzlich der Preiseffekt einbezogen wird. In diesem Zusammenhang berichten deutsche Medien in vorläufigen Zahlen, dass sich weniger als 1 Prozent der neuen Beamten in Hamburg für die GKV entscheiden (Beneker (2018)).

Eine weitere Besonderheit des Krankenversicherungssystems in Deutschland, die zu diesem Ergebnis beitragen könnte, ist die Auslagerung des Pflegerisikos in eine separate Versicherung. Grundsätzlich gilt, dass Pflege- und Gesundheitsrisiken, wenn auch in getrennten Bereichen, innerhalb desselben Versicherungsunternehmens abgesichert werden müssen. So wird eine Entscheidung über die Krankenversicherung im GKV-System auch zu einer Entscheidung über die Pflegeversicherung.⁶⁹ Im Gegensatz zur Krankenversicherung sind die Leistungen der Pflegeversicherung in beiden Systemen identisch. Unterschiede bestehen jedoch wiederum auf der Finanzierungsseite. Auch in diesem Fall werden die Beiträge im gesetzlichen System in einem Umlageverfahren einkommensabhängig erhoben, in der PKV dagegen in einem kapitalgedeckten Modell. Wie in der GKV kommt somit in naher Zukunft aufgrund des demografischen Wandels das Risiko eines erheblichen Anstiegs des Beitragssatzes zum Tragen. Angesichts der gleichen Leistungen, und höchstwahrscheinlich niedrigerer Zahlungen für die Pflegeversicherung in der PKV, stellt dies sicherlich einen vernachlässigten Faktor dar, der die Entscheidung für das Krankenversicherungssystem beeinflussen kann und generell zugunsten der PKV ausfallen dürfte.

Auch wenn unser Modell nahelegt, dass die Hamburger Reform eine eher geringe absolute Wirkung entfaltet, zeigen wir, dass sie durch Anreize für eine adverse Selektion zu Fehlallokationen führen kann. Das eigentliche Ziel der Reform war mehr Wahlfreiheit für (jüngere) Beamte zwischen PKV und GKV und somit eine Stärkung der GKV in der öffentlichen Wahrnehmung. Wir weisen nach, dass sich durch diese größere Flexibilität insbesondere Gruppen mit

⁶⁹ Beamte haben zusätzlich die Möglichkeit das Krankheitsrisiko in der GKV und das Pflegerisiko in der PKV abzusichern. In diesem Fall sollte die Pflegeversicherung kein relevanter Faktor sein.

Risikofaktoren wie einer höheren Morbidität und nicht berufstätigen Ehepartnern für die GKV entscheiden könnten. Für die Versicherten in der GKV bedeutet dies zusätzliche Belastungen. Die verbleibenden PKV-Versicherten, wie auch die Finanzen der Stadt Hamburg, könnten dagegen langfristig sogar profitieren, da zum einen die PKV-Prämien niedriger ausfallen und zum anderen die Zahlungen der Beihilfe sinken werden (zumindest graduell). Somit kommt auch in diesem Fall wieder einmal das Gesetz der unbeabsichtigten Effekte zum Tragen.

4.5 Anhang

Table 1: Datenquellen, Annahmen und Modellierung

| Beschreibung | Quellen und Modellierung |
|--|---|
| A) Zahlungsflüsse im Basisjahr und Haushaltszusammensetzung | |
| 1) Leistungen in der PKV | Datengrundlage der Alters- und geschlechtsspezifischen Leistungsprofile für Beamte (BaFin (2013)). |
| 2) Leistungen in der GKV | Alters- und geschlechtsspezifische Leistungsprofile der GKV auf Grundlage von BVA ((2013b)). Diese Profile sind so angepasst, um eine divergierende Leistungsanspruchnahme von Beamten und ihren Familien zu berücksichtigen, die innerhalb der PKV zu beobachten ist (Hulleig und Klein (2010)). Darüber hinaus wird ein Morbiditätsfaktor in Höhe von 0,9 angewendet, um die Unterschiede zwischen GKV und PKV-Versicherten abzubilden. |
| 3) PKV-Prämien | Die Prämien werden so kalkuliert, dass sie die gegebenen Leistungsausgaben in der PKV über den verbleibenden Lebenszyklus abdecken, vgl. A). Darüber hinaus verwenden wir einen Zuschlag für Administrationskosten in Höhe von 10 Prozent. |
| 4) GKV-Beiträge | Das Einkommensniveau basiert auf dem beitragspflichtigen Einkommen von Beamten im Alter zwischen 25 und 35 Jahren auf Grundlage der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) mit dem Basisjahr 2013. |
| 5) Haushaltszusammensetzung | Heirats- und Scheidungsziffern sowie Fertilitätsraten und Erwerbsquoten basieren auf Daten des Statistischen Bundesamtes. Die Quote der beihilferelevanten Partner basiert auf der EVS mit dem Basisjahr 2013. |
| B) Parameter für Diskontierung und Wachstumsraten | |
| 1) Diskontrate r | 3 Prozent p.a., European Commission (2015). |
| 2) Produktivitätswachstumsrate g | 1,5 Prozent p.a., European Commission (2015). |
| 3) Medizinisch-technischer FOrtschritt (Δ MTP) | 0,5 percent p.a. im Sinne eines niedrigen Szenarios von Breyer (2015). |
| C) Zukünftige Extrapolation | |
| 1) Überlebenswahrscheinlichkeiten | Allgemeine Überlebenswahrscheinlichkeiten für die deutsche Bevölkerung (Destatis (2011)) werden nach (Altis und zur Nieden (2017)) für Beamte angepasst. |
| 2) Leistungen in der PKV | Jährliche Wachstumsrate in Höhe von g and Δ MTP |
| 3) PKV-Prämien | Die anfängliche Prämienberechnung enthält nicht Δ MTP oder steigende Ausgaben aufgrund des Wachstums von g . Daher berechnen wir eine Wachstumsrate, die über die Lebensdauer konstant bleibt, um die sich ergebende Differenz zu decken. |
| 4) Leistungen in der GKV | Jährliche Wachstumsrate in Höhe von g and Δ MTP |
| 5) GKV-Beiträge | Jährliche Wachstumsrate in Höhe von g und einer Beitragsprojektion auf Basis eigener Berechnungen. Der Beitragssatz steigt dabei von 15.50 Prozent im Jahr 2013 auf 24 Prozent im Jahr 2060. |
| D) Verteilung der ex post Risikofaktoren | |
| 1) Morbiditätsverteilung | Zufallsvariable abgeleitet aus einer links-steilen Verteilung (Repschläger et al. (2014)). |
| 2) Einkommensverteilung | Zufallsvariable abgeleitet aus einer Normalverteilung. Varianz basiert auf der EVS. |

5 Schlussbemerkungen

Die Dualität aus GKV und PKV im deutschen Krankenversicherungssystem ist historisch gewachsen. Ein einheitlicher Krankenversicherungsmarkt und damit ein Ende dieser Dualität, kann aus ökonomischer Sicht vielfältig begründet und nicht zuletzt auch aus Gründen der Gerechtigkeit angestrebt werden. Das grundlegende Finanzierungsproblem der GKV vermag eine derartige Reform jedoch nicht zu lösen. Dabei zeigen die im ersten Aufsatz in Kapitel 2 angeführten Analysen, dass eine Einbeziehung der Beamten und ihrer Angehörigen in die GKV auf den ersten Blick fiskalische Vorteile mit sich bringt. Diese werden jedoch auf Kosten der Beamenschaft realisiert und resultieren aus der Aufgabe des alten Beihilferegimes. Auf den zweiten Blick erscheint es daher fraglich, ob diese Einsparungen angesichts politökonomischer Spielräume auch von nachhaltiger Natur sein werden. Die Idee einer Bürgerversicherung kann daher nicht vor der Frage bewahren, welche Prioritäten in der zukünftigen Gestaltung des deutschen Krankenversicherungssystems gelten sollen.

Hybride Varianten, wie das Hamburger Beihilfemodell, schaffen es entgegen der politischen Erwartungen aller Voraussicht nicht auf breiter Ebene echte Entscheidungsfreiheit zwischen dem System der gesetzlichen und privaten Krankenversicherung zu etablieren. Die Analysen des zweiten Aufsatzes in Kapitel 3 zeigen, dass sich für den durchschnittlichen Beamtenhaushalt keine wesentlichen Änderungen ergeben und die PKV nach wie vor die deutlich bessere Wahl bleiben dürfte. Stattdessen ergeben sich aus den Ergebnissen des im dritten Aufsatz in Kapitel 4 entwickelten Mikrosimulationsmodells Hinweise, die darauf schließen lassen, dass Anreizstrukturen entstehen, die eine adverse Risikoselektion zum Nachteil der GKV nach sich ziehen könnten. Somit steht einer geringfügig verbesserten Wahlmöglichkeit für Beamte ein verstärkter Anreiz zur Risikoselektion gegenüber. Es bleibt daher fraglich, ob das Modell angesichts dieser Bilanz für die gesamte Beamenschaft anzustreben ist.

6 Literaturverzeichnis

- Adam, H. (2006). Substitution der Beihilfe durch Einbeziehung der Beamten in die Gesetzliche Krankenversicherung? Fiskalische Auswirkungen am Beispiel des Landes Niedersachsen. *Zeitschrift für öffentliche und gemeinwirtschaftliche Unternehmen*, 29 (4), 346-366.
- Altis, A. & zur Nieden, F. (2017). Lebenserwartung von Beamten und Beamtinnen. Befunde und Auswirkungen auf künftige Versorgungsausgaben. *Wirtschaft und Statistik*, 2, 113-123.
- Augurzky, B. & Felder, S. (2013). Volkswirtschaftliche Kosten und Nebenwirkungen einer Bürgerversicherung. *RWI Materialien*, 75.
- BaFin. (2013). *Wahrscheinlichkeitstabellen in der privaten Krankenversicherung 2013*. Bonn, Frankfurt a. M.: Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht.
- Bauhoff, S. (2012). Do health plans risk-select? An audit study on Germany's Social Health Insurance. *Journal of Public Economics*, 96 (9-10), 750-759.
- Beneker, C. (2018, 29. Oktober). Wahlfreiheit für Bremer Beamte. *ÄrzteZeitung*. Verfügbar unter https://www.aerztezeitung.de/politik_gesellschaft/krankenkassen/article/974854/gesetzlich-privat-wahlfreiheit-bremer-beamte.html
- BMG. (2013a). *KJ 1-Statistik. Gesetzliche Krankenversicherung: endgültige Rechnungsergebnisse*. : Bundesministerium für Gesundheit.
- BMG. (2013b). *Mitgliederstatistik KM6*. : Bundesministerium für Gesundheit.
- Breyer, F. (2015). Demographischer Wandel und Gesundheitsausgaben. Theorie, Empirie und Politikimplikationen. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 16 (3), 215-230.
- Breyer, F., Lorenz, N. & Niebel, T. (2015). Health care expenditures and longevity. Is there a Eubie Blake effect? *The European Journal of Health Economics*, 16 (1), 95-112.
- Bührer, C., Fetzer, S. & Hagist, C. (2018a). Adverse Selection in the German Health Insurance System - The Case of Civil Servants. *WHU Working Paper Series - Economics Group*, 18/06. Verfügbar unter <https://opus4.kobv.de/opus4-whu/files/711/WP-18-06.pdf>
- Bührer, C., Fetzer, S. & Hagist, C. (2018b). Cui bono? - Die Bürgerversicherung und die Beihilfe. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 19 (3), 210-225.
- Bührer, C., Fetzer, S. & Hagist, C. (2018c). Das Hamburger Beihilfemodell – Ein Vergleich der internen Renditen von GKV und PKV. *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, 107 (1), 85-108.
- Bundesrechnungshof. (1996). *Beamte oder Arbeitnehmer. Vergleichende Untersuchung über Auswirkungen der alternativen Verwendung von Beamten oder von Arbeitnehmern im Bundesdienst* (Schriftenreihe der Bundesbeauftragten für Wirtschaftlichkeit in der Verwaltung, Bd. 6, 1. Aufl.). Stuttgart [u.a.]: Kohlhammer.
- Bündnis 90/Die Grünen. (2017). *Zukunft wird aus Mut gemacht*. Verfügbar unter https://www.gruene.de/fileadmin/user_upload/Dokumente/BUENDNIS_90_DIE_GRUENEN_Bundestagswahlprogramm_2017.pdf
- Bünnings, C. & Tauchmann, H. (2015). Who Opt's out of the Statutory Health Insurance? A Discrete Time Hazard Model for Germany. *Health Economics*, 24 (10), 1331-1347.
- Busse, R., Blümel, M., Knieps, F. & Bärnighausen, T. (2017). Statutory health insurance in Germany. A health system shaped by 135 years of solidarity, self-governance, and competition. *The Lancet*, 390 (10097), 882-897.
- BVA. (2013a). *Auswertungen zum RSA-Jahresausgleich 2013*, Bundesversicherungsamt.

- BVA. (2013b). *GKV-Altersausgabeprofile*. Bonn: Bundesversicherungsamt.
- BVA. (2014). *Zuweisungen aus dem Gesundheitsfonds im Jahresausgleich 2013*, Bundesversicherungsamt.
- Cutler, D. & Zeckhauser, R. (1997). *Adverse Selection in Health Insurance*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Cutler, D. M., Finkelstein, A. & McGarry, K. (2008). Preference Heterogeneity and Insurance Markets. Explaining a Puzzle of Insurance. *The American Economic Review*, 98 (2), 157-162.
- Destatis. (2011). *Generationensterbetafeln für Deutschland. Modellrechnungen für die Geburtsjahrgänge 1896-2009*.
- DFG. (2017). Bilanz-Ranking nach "Leistungsausgaben und Zuweisungen" 2014/2015. *Dienst für Gesellschaftspolitik*, 17 (4).
- Di Novi, C., Marenzi, A. & Rizzi, D. (2018). Do healthcare tax credits help poor-health individuals on low incomes? *The European Journal of Health Economics*, 19 (2), 293-307.
- Die Linke. (2017). *Die Zukunft, für die wir kämpfen: Sozial. Gerecht. Frieden. Für alle*. Verfügbar unter <https://www.die-linke.de/fileadmin/download/wahlen2017/wahlprogramm2017/wahlprogramm2017.pdf>
- Drösler, S., Hasford, J., Kurth, B.-M., Schaefer, M., Wasem, J. & Wille, E. (2011). *Evaluationsbericht zum Jahresausgleich 2009 im Risikostrukturausgleich. Endfassung*.
- Eekhoff, J., Jankowski, M. & Zimmermann, A. (2006). Risk-Adjustment in Long-Term Health Insurance Contracts in Germany. *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 31 (4), 692-704.
- Eggink, E., Woittiez, I. & Ras, M. (2016). Forecasting the use of elderly care. A static micro-simulation model. *The European Journal of Health Economics*, 17 (6), 681-691.
- Ericson, K. M. M. & Starc, A. (2015). Pricing Regulation and Imperfect Competition on the Massachusetts Health Insurance Exchange. *Review of Economics and Statistics*, 97 (3), 667-682.
- European Commission. (2015). *The 2015 Ageing Report. Economic and budgetary projections for the 28 EU Member States (2013-2060)*.
- Finkelstein, A. & McGarry, K. (2006). Multiple Dimensions of Private Information. Evidence from the Long-Term Care Insurance Market. *American Economic Review*, 96 (4), 938-958.
- Gasche, M. (2004). Beitragssatzeffekte einer Einbeziehung der Beamten in die GKV. *Wirtschaftsdienst*, 84 (5), 290-298.
- Greß, S. & Bieback, K.-J. (2014). Zur Umsetzbarkeit einer Bürgerversicherung bei Krankheit. *G+G Wissenschaft*, 14 (4), 7-14.
- Grunow, M. & Nuscheler, R. (2014). Public and private health insurance in Germany: the ignored risk selection problem. *Health Economics*, 23 (6), 670-687.
- Hajek, A., Bock, J.-O., Saum, K.-U., Schöttker, B., Brenner, H., Heider, D. et al. (2016). Unterschiede in der Morbidität nach Krankenversichertenstatus im Alter. *Gesundheitswesen, eFirst*.
- Haun, D. & Jacobs, K. (2014). Beihilfe ohne Perspektive? Zur Zukunft der Gesundheitskostenabsicherung für Beamte. *G+G Wissenschaft*, 14 (1), 23-30.
- Himmelreicher, R., Sewöster, D., Scholz, R. & Schulz, A. (2008). Die fernere Lebenserwartung von Rentnern und Pensionären im Vergleich. *WSI Mitteilungen*, 5/2008.

-
- Hoffmann, F. & Bachmann, C. J. (2014). Unterschiede in den soziodemografischen Merkmalen, der Gesundheit und Inanspruchnahme bei Kindern und Jugendlichen nach ihrer Krankenkassenzugehörigkeit. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz*, 57 (4), 455-463.
- Hofmann, A. & Browne, M. J. (2013). One-sided commitment in dynamic insurance contracts. Evidence from private health insurance in Germany. *Journal of Risk and Uncertainty*, 46 (1), 81-112.
- Huber, J. & Mielck, A. (2010). Morbidität und Gesundheitsversorgung bei GKV- und PKV-Versicherten. Forschungsstand empirischer Studien. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz*, 53 (9), 925-938.
- Hullegie, P. & Klein, T. J. (2010). The effect of private health insurance on medical care utilization and self-assessed health in Germany. *Health Economics*, 19 (9), 1048-1062. Verfügbar unter <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1002/hec.1642>
- Jacobs, K. (2013). Vom dualen System zum einheitlichen Krankenversicherungsmarkt. *G&S Gesundheits- und Sozialpolitik*, 67 (2-3), 21-27.
- Kifmann, M. (2017). Bye-bye Beihilfe? *Wirtschaftsdienst*, 97 (9), 608-609.
- Kifmann, M. & Nell, M. (2014). Fairer Systemwettbewerb zwischen gesetzlicher und privater Krankenversicherung. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 15 (1), 75-87.
- Kingreen, T. & Kühling, J. (2013). *Monistische Einwohnerversicherung. Konzeptionelle und rechtliche Fragen der Transformation der dualen in eine integrierte Krankenversicherungsordnung* (Schriften zum Sozialrecht, Bd. 28). Baden-Baden: Nomos.
- Loskamp, N., Genett, T., Schaffer, D. & Schulze Ehring, F. (2017). *Medizinisch-technischer Fortschritt als Ergebnis des Systemwettbewerbs zwischen GKV und PKV. Die Rolle der privaten Krankenversicherung (PKV)* (Gesellschaftspolitische Kommentare / Sonderausgabe, Bd. 2017,1). Dingdorf: Schütze.
- Luque Ramos, A., Hoffmann, F. & Spreckelsen, O. (2018). Waiting times in primary care depending on insurance scheme in Germany. *BMC Health Services Research*, 18 (1), 191.
- Metzger, C. (2016). *The German statutory pension scheme. Balance sheet, cross-sectional internal rates of return and implicit tax rates* (Discussion Papers, Forschungszentrum Generationenverträge (FZG) no. 63).
- Michaud, P.-C., Goldman, D. P., Lakdawalla, D. N., Zheng, Y. & Gailey, A. H. (2012). The value of medical and pharmaceutical interventions for reducing obesity. *Journal of Health Economics*, 31 (4), 630-643.
- Mihm, A. (2017, 9. August). Ein Stück Sozialgeschichte. *Frankfurter Allgemeine Zeitung*.
- Mitchell, E. & Machlin, S. (Agency for Healthcare Research and Quality, Hrsg.). (2017). *Concentration of Health Expenditures and Selected Characteristics of High Spenders, U.S. Civilian Noninstitutionalized Population, 2015*. Statistical Brief: 506. Verfügbar unter https://meps.ahrq.gov/mepsweb/data_files/publications/st506/stat506.pdf
- Niehaus, F. (2015). Der überproportionale Finanzierungsbeitrag privat versicherter Patienten im Jahr 2013. *WIP-Diskussionspapier*, 2/2015.
- Niehaus, F., Keßler, T. & Finkenstädt, V. (2011). Ein Vergleich der zahnärztlichen Vergütung nach GOZ und BEMA. *WIP-Diskussionspapier*, 2/2011.
- Nuscheler, R. & Knaus, T. (2005). Risk selection in the German public health insurance system. *Health Economics*, 14 (12), 1253-1271.
- Ochmann, R., Albrecht, M. & Schiffhorst, G. (2017). *Krankenversicherungspflicht für Beamte und Selbstständige. Teilbericht Beamte*. : IGES Institut.

- Owono, T. A. & Weber, R. (2010). Zu den Altersbeiträgen in der privaten Krankenversicherung - 10 Jahre nach Umsetzung der Empfehlungen der Wasem-Kommission – Eine Zwischenbilanz. *Gesundheits- und Sozialpolitik*, 64 (3), 27-32.
- Panthöfer, S. (2016). Risk selection under public health insurance with opt-out. *Health Economics*, 25 (9), 1163-1181.
- Pendzialek, J. B., Simic, D. & Stock, S. (2017). Measuring customer preferences in the German statutory health insurance. *The European Journal of Health Economics*, 18 (7), 831-845.
- Pilny, A., Wübker, A. & Ziebarth, N. R. (2017). Introducing risk adjustment and free health plan choice in employer-based health insurance. Evidence from Germany. *Journal of Health Economics*, 56, 330-351.
- Polyakova, M. (2016). Risk selection and heterogeneous preferences in health insurance markets with a public option. *Journal of Health Economics*, 49, 153-168.
- Repschläger, U., Schulte, C. & Osterkamp, N. (2014). Macht der medizinische Fortschritt die Wiedereinführung des Risikopools erforderlich? Eine empirische Analyse von Hochkostenfällen. In U. Repschläger, C. Schulte & N. Osterkamp (Hrsg.), *Gesundheitswesen aktuell 2014. Beiträge und Analysen* (Neue Ausg, S. 90-109). Wuppertal: Barmer GEK.
- Roll, K., Stargardt, T. & Schreyögg, J. (2012). Effect of Type of Insurance and Income on Waiting Time for Outpatient Care. *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 37 (4), 609-632.
- Rothgang, H., Arnold, Robert & Unger, R. (2011). *Berechnungen der finanziellen Wirkungen verschiedener Varianten einer Bürgerversicherung in der Gesetzlichen Krankenversicherung. Gutachten im Auftrag der Bundestagsfraktion Bündnis 90 / Die Grünen*.
- Rothschild, M. & Stiglitz, J. (1976). Equilibrium in competitive insurance markets. An essay on the economics of imperfect information. *The Quarterly Journal of Economics*, 90, 629-649.
- Schellhorn, M. (2007) Vergleich der Wartezeiten von gesetzlich und privat Versicherten in der ambulanten ärztlichen Versorgung. In J. Böcken (Hrsg.), *Gesundheitsmonitor 2007. Gesundheitsversorgung und Gestaltungsoptionen aus der Perspektive von Bevölkerung und Ärzten* (S. 95-113). Gütersloh.
- Schmitz, H. & Ziebarth, N. R. (2017). Does Price Framing Affect the Consumer Price Sensitivity of Health Plan Choice? *Journal of Human Resources*, 52 (1), 88-127.
- Settergren, O. & Mikula, B. D. (2005). The rate of return of pay-as-you-go pension systems. A more exact consumption-loan model of interest. *Journal of Pension Economics and Finance*, 4 (2), 115-138.
- SPD. (2017). *Es ist Zeit für mehr Gerechtigkeit: Zukunft sichern, Europa stärken. Das Regierungsprogramm 2017 bis 2021*. Verfügbar unter https://www.spd.de/fileadmin/Dokumente/Bundesparteitag_2017/Es_ist_Zeit_fuer_mehr_Gerechtigkeit-Unser_Regierungsprogramm.pdf
- Statistisches Bundesamt. (2013). *Einkommens- und Verbrauchsstichprobe*.
- Sundmacher, L. & Kopetsch, T. (2013). Waiting times in the ambulatory sector - the case of chronically ill patients. *International Journal for Equity in Health*, 12:77.
- Tamm, M., Tauchmann, H., Wasem, J. & Gress, S. (2007). Elasticities of market shares and social health insurance choice in Germany. A dynamic panel data approach. *Health Economics*, 16 (3), 243-256.
- Thomson, S., Busse, R., Crivelli, L., van de Ven, W. & van de Voorde, C. (2013). Statutory health insurance competition in Europe. A four-country comparison. *Health Policy*, 109 (3), 209-225.

-
- Ulrich, V. & Pfarr, C. (2013). *Anmerkungen und Thesen zur wirtschafts- und wettbewerbspolitischen Bedeutung der PKV*.
- Verband der Privaten Krankenversicherung. (2013). *Zahlenbericht der Privaten Krankenversicherung 2013*.
- Verband der Privaten Krankenversicherung. (2017). *Erleichterte Aufnahme in die Private Krankenversicherung für Beamtenanfänger, gesetzlich versicherte Beamte und deren Angehörige. Öffnungsaktionen der Privaten Krankenversicherung*. Verfügbar unter <https://www.pkv.de/service/broschueren/verbraucher/oeffnungsaktion-der-pkv-fuer-beamte-und-angehoerige.pdb.pdf>
- Walendzik, A., Greß, S., Manouguian, M. & Wasem, J. (2008). Vergütungsunterschiede im ärztlichen Bereich zwischen PKV und GKV auf Basis des standardisierten Leistungsniveaus der GKV und Modelle der Vergütungsangleichung. *Diskussionsbeiträge aus dem Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Universität Duisburg-Essen*, 165.
- Wasem, J., Buchner, F., Lux, G., Walendzik, A. & Weegen, L. (2013). *Ambulante ärztliche Vergütung in einem einheitlichen Versicherungssystem. Kompensation ärztlicher Einkommensverluste in der Konvergenz?* (Beiträge zum Gesundheitsmanagement, Bd. 39, 1. Auflage). Baden-Baden: Nomos.
- Wild, F. (2015). *Arzneimittelversorgung der Privatversicherten 2013. Zahlen, Analysen, PKV-GKV-Vergleich: WIP*.
- Zabinski, D., Selden, T. M., Moeller, J. F. & Banthin, J. S. (1999). Medical savings accounts. Microsimulation results from a model with adverse selection. *Journal of Health Economics*, 18 (2), 195-218.