

# Das Hamburger Beihilfemodell - Ein Vergleich der internen Renditen von GKV und PKV

Christian Bühner, Stefan Fetzer und Christian Hagist

October 2017

Economics Group

# Das Hamburger Beihilfemodell - Ein Vergleich der internen Renditen von GKV und PKV

**Christian Bühner**

WHU – Otto Beisheim School of Management

**Stefan Fetzner**

Hochschule Aalen

**Christian Hagist**

WHU – Otto Beisheim School of Management

Working Paper 17/06  
October 2017

ISSN 2511-1159

WHU - Otto Beisheim School of Management  
Economics Group  
Burgplatz 2  
56179 Vallendar, Germany  
Phone: +49 (261) 65 09 - 0  
[whu@whu.edu](mailto:whu@whu.edu)

Any opinions expressed here are those of the author(s) and not those of WHU. Research published in this series may include views on policy, but the institute itself takes no institutional policy positions.

WHU Working Papers often represent preliminary work and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character. A revised version may be available directly from the author.

## Abstract

---

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.

At the beginning of their career civil servants in Germany can choose between the social health insurance system and a private plan combined with a direct reimbursement of the government up to 80 percent. Most civil servants chose the latter, also because they have to cover all contribution payments to the social system themselves, while normal employees get nearly 50 percent from their employers. The state of Hamburg decided to change the system by paying a share of the contributions if civil servants choose the social plan. Using a comparison of internal rates of return in both schemes, we show that this celebrated reform will not change the decision calculus for the average civil servant household and will probably thereby increase the adverse selection of high risk cases towards the social health insurance.

**JEL-Classification:**

H55, H75, I13

**Schlüsselwörter:** Krankenversicherung, Interne Rendite, Adverse Selektion, Beihilfe

**Keywords:**

Health insurance, internal rate of return, adverse selection, civil servants' benefits

**Corresponding author:**

Christian Bührer, christian.buehrer@whu.edu

<b>1. EINLEITUNG .....</b>	<b>1</b>
<b>2. METHODIK UND DATEN .....</b>	<b>2</b>
2.1. BERECHNUNG INTERNER RENDITEN IN DEN SYSTEMEN „PKV/BEIHILFE“ UND „GKV MIT ARBEITGEBERZUSCHUSS“ .....	2
2.2. UNTERSCHIEDLICHE ZAHLUNGSSTRÖME IN BEIDEN SYSTEMEN .....	5
2.3. DATEN UND ANNAHMEN.....	7
<b>3. ERGEBNISSE .....</b>	<b>10</b>
3.1. INTERNE RENDITEN IN PKV UND GKV .....	10
3.2. SENSITIVITÄTSANALYSE .....	14
<b>4. HANDLUNGSMPLIKATIONEN UND DISKUSSION .....</b>	<b>16</b>
<b>5. LITERATURVERZEICHNIS.....</b>	<b>19</b>

## 1. Einleitung

Seit 2009 gilt in Deutschland eine allgemeine Krankenversicherungspflicht für alle Bürger. Beamte haben dabei das Privileg zu Beginn ihrer Karriere sich unabhängig ihres Einkommens entweder für eine freiwillige Mitgliedschaft in der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) oder für einen privaten Versicherungsschutz entscheiden zu können.<sup>1</sup> 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.<sup>2</sup> Somit muss lediglich für das verbleibende Kostenrisiko ein s.g. Beihilfeergänzungstarif abgeschlossen und die entsprechende PKV-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.<sup>3</sup> Es kommt somit zu einer Risiko-selektion zu Gunsten der PKV bzw. Beihilfe.<sup>4</sup>

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 be-

---

<sup>1</sup> 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 bei erstmaliger Wahl für einen Versicherungsschutz in der PKV diese Entscheidung 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.

<sup>2</sup> 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. Letzterer 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  $\geq 2$  Kindern gelten teilweise höhere Sätze). Beihilfeberechtigten Partnern bzw. Pensionären wird 70 Prozent und Kindern 80 Prozent der Kosten erstattet.

<sup>3</sup> Wahrscheinlich dürfte es auch Wechselfälle geben, welche mit „Idealismus“ zu begründen sind.

<sup>4</sup> Vgl. Grunow und Nuscheler (2014).

teilt. 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 9. August 2017 deswegen im Zusammenhang mit dem Hamburger Modell von einem „Stück Sozialgeschichte“.<sup>5</sup>

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.<sup>6</sup> Dafür analysieren wir die langfristigen finanziellen Auswirkungen beider Systeme mit Hilfe des Konzepts eines Renditemarkups, in welchem die jeweiligen internen Renditen gegenübergestellt werden.<sup>7</sup> 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.<sup>8</sup>

Unser Beitrag gliedert sich wie folgt: Im nächsten Kapitel stellen wir unsere grundlegende methodische Vorgehensweise zur Berechnung der internen Renditen vor (Abschnitt 2.1). In 2.2 legen wir einen Fokus auf bestehende Unterschiede zwischen den Versicherungssystemen und den resultierenden Ursachen für Renditeunterschiede. Das Unterkapitel 2.3 erläutert die Datengrundlage und die Annahmen der dynamischen Fortschreibung. Die Präsentation und die Sensitivitätsanalyse der Ergebnisse erfolgt in Kapitel 3, während Abschnitt 4 den Beitrag mit einer Diskussion unserer Ergebnisse beschließt.

## 2. Methodik und Daten

### 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 finanzi-

---

<sup>5</sup> Vgl. Mihm (2017).

<sup>6</sup> Grundlage der Beihilferegelungen ist die Bundesbeihilferechtsverordnung unter Berücksichtigung eines Arbeitgeberzuschusses.

<sup>7</sup> Im Einzelfall ist dies von zahlreichen Variablen (Kinderzahl, Gehalt, Vorerkrankungen, etc.) abhängig, der repräsentative Durchschnitt stellt jedoch eine erste Informationsquelle dar.

<sup>8</sup> 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 1.

ell 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.<sup>9</sup> Somit fällt beim Beamtenhaushalt in diesem System als Zahlung der Arbeitnehmeranteil zur 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,  $irr_{GKV,k}^j$ .<sup>10</sup> 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.

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

---

<sup>9</sup> 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.

<sup>10</sup> Als Haushaltsvorstand wird der beihilfeberechtigte Beamte bzw. Pensionär mit dem höchsten Einkommen im Haushalt definiert.

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.<sup>11</sup> 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 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:<sup>12</sup>

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

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

<sup>11</sup> Eine Ausnahme bildet hier die Kohorte der 1988 geborenen männlichen Haushalte, die im Basisszenario (siehe Kapitel 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 Beiträge betrifft auch ältere Beamtenaushalte im System GKV.

<sup>12</sup> Im Folgenden verwenden wir für den Zeitpunkt  $t$  das Basisjahr 2013, vgl. auch 2.3.



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.<sup>13</sup>

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

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

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

## 2.2. Unterschiedliche Zahlungsströme in beiden Systemen

Verschiedene Werte für  $irr_{PKV,k}^j$  und  $irr_{GKV,k}^j$  können folglich sowohl aus unterschiedlichen Zahlungsströmen aufgrund von Leistungsdifferenzen zwischen beiden Systemen resultieren

<sup>13</sup> Für diese Hinterbliebeneninzidenz wird im Modell der Wert 0,5 angenommen.

als auch durch Abweichungen zwischen Beitrags- bzw. Prämienzahlungen.<sup>14</sup> Im Folgenden verwenden wir daher die in Tabelle 1 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.

Tabelle 1: 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 <sub>PKV</sub> = Leistung <sub>GKV</sub>	<b>Zahlungsdifferenz:</b> $RMU_k^j(ZD) = \frac{irr_{PKV,k}^j(M1)}{irr_{GKV,k}^j} - 1 \quad (4)$
2	$irr_{PKV,k}^j(M2)$	Leistung <sub>PKV</sub> = (Leistung PKV + Leistung Beihilfe) Zu Preisen der GKV	<b>Mengeneffekt:</b> $RMU_k^j(ME) = \frac{irr_{PKV,k}^j(M2) - irr_{PKV,k}^j(M1)}{irr_{GKV,k}^j} \quad (5)$
3	$irr_{PKV,k}^j(M3)$	Leistung <sub>PKV</sub> = (Leistung PKV + Leistung Beihilfe) Zu Preisen der PKV	<b>Preiseffekt:</b> $RMU_k^j(PE) = \frac{irr_{PKV,k}^j(M3) - irr_{PKV,k}^j(M2)}{irr_{GKV,k}^j} \quad (6)$
Gesamt	Siehe Modell 3	Siehe Modell 3	<b>Gesamteffekt:</b> $RMU_k^j(GE) = \frac{irr_{PKV,k}^j(M3)}{irr_{GKV,k}^j} - 1 \quad (7)$

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

<sup>14</sup> 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.

Bereich alternativer Behandlungsmethoden, die im Leistungskatalog der GKV nicht enthalten sind. Daneben gibt es womöglich auch „unnötige“ Mehrleistungen, die PKV-Versicherten aufgrund einer angebotsinduzierter 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.<sup>15</sup> 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 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.<sup>16</sup> Inwieweit diese höheren Preise wiederum einen Nutzengewinn für privat Versicherte induzieren, bleibt eine offene Frage. Bisher gibt es dafür nur indirekte Evidenz.<sup>17</sup> 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.

### 2.3. Daten und Annahmen

Für die quantitative Erfassung der im vorherigen Abschnitt geschilderten Effekte verwenden wir Haushaltsstrukturen, PKV-Prämien und GKV-Beiträge sowie Leistungen beider Systeme in

---

<sup>15</sup> Für eine Diskussion der einzelnen Effekte siehe auch Bühner, Fetzner und Hagist (2017).

<sup>16</sup> Vgl. Wasem, Buchner, Lux, Walendzik und Weegen (2013).

<sup>17</sup> 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.

Anlehnung an Bühner, Fetzer und Hagist (2017).<sup>18</sup> Zentrale Datengrundlage der Analyse ist die Einkommens- und Verbrauchstichprobe (EVS) mit dem Basisjahr 2013. Zur Berechnung der Leistungen für privat Versicherte im Basisjahr verwenden wir Kopfschadensprofile der BaFin (2013).

Grundlage für die Berechnung der in Anspruch genommenen Versicherungsleistungen von Beamten und deren mitversicherter Familienangehöriger in der GKV sind alters- und geschlechtsspezifische Leistungen nach BVA (2013). Für die Übertragung dieser Leistungsprofile bisheriger GKV-Versicherter auf Beamte werden allerdings alters- und geschlechtsspezifische Faktoren verwendet, die eine bessere durchschnittliche Morbidität von Beamten gegenüber GKV-Versicherten widerspiegeln.<sup>19</sup>

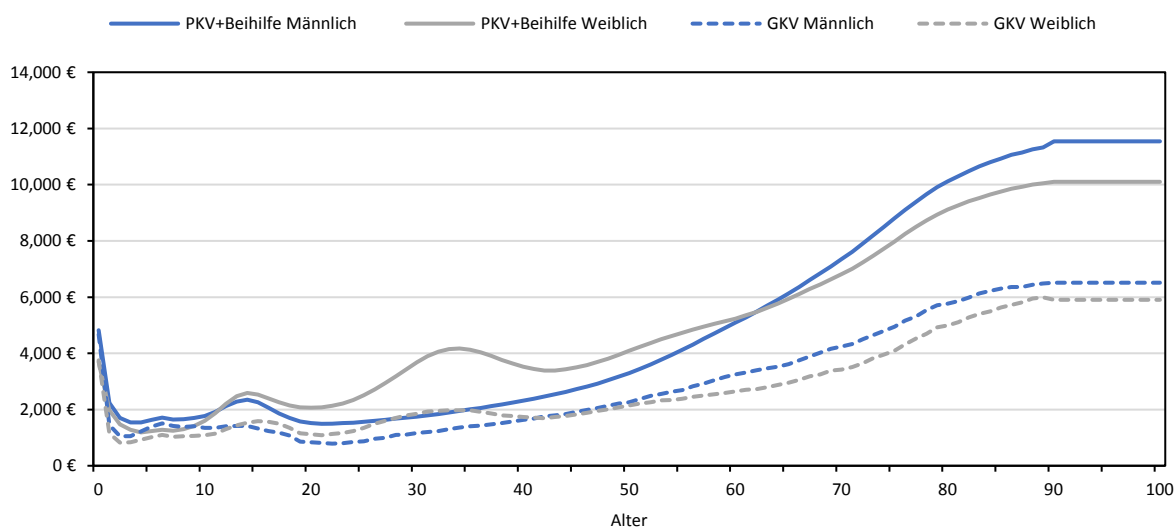
Abbildung 1 zeigt, dass die altersspezifischen Pro-Kopf-Leistungen in PKV und Beihilfe im Vergleich zur GKV für beide Geschlechter durchgängig höher liegen. Diese monetäre Leistungsdifferenz zwischen den Versicherungssystemen im Basisjahr 2013 erklärt sich wie erläutert zum einen über ein höheres Preisniveau und zum anderen über einen breiteren Leistungskatalog des PKV-Beihilfe-Systems gegenüber der GKV. Insgesamt betrachtet 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.

---

<sup>18</sup> Abweichend zu Bühner, Fetzer und Hagist (2017) verwenden wir den GKV-Beitragssatz im Status-Quo (15,5 Prozent). Im Gegensatz zur Arbeitgeberbeteiligung im Hamburger Modell durch eine individuell unterschiedliche „Pauschale“, unterstellen wir einen Arbeitgeberanteil auf Grundlage der allgemeinen im Jahr 2013 für die GKV geltenden Beitragssätze (Arbeitgeber: 8,2 Prozent, Arbeitnehmer: 7,3 Prozent). 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.

<sup>19</sup> Hierbei wird in einem zweistufigem Verfahren der Morbiditätsunterschied zwischen Beihilfeberechtigten und anderen PKV-Versicherten und zwischen allen PKV-Versicherten und GKV-Versicherten modelliert, vgl. hierzu Bühner et al. (2017).

Abbildung 1: Leistungen für Beihilfeberechtigte in PKV/Beihilfe und GKV



Quelle: Eigene Darstellung

Im Hinblick auf die dynamische Betrachtung ist die zweite Trendvariante der Generationensterbetafeln Basis der Überlebens- und Sterbewahrscheinlichkeiten in Formel (2) und (3).<sup>20</sup> Diese werden zusätzlich nach Altis und zur Nieden (2017) angepasst, um der höheren ferneren Lebenserwartung der Beamtenpopulation Rechnung zu tragen.

Für die Berechnung der Leistungen und der Prämien bzw. Beiträge für alle Jahre  $s$  nach dem Basisjahr  $t = 2013$  gehen wir grundsätzlich von einer Konstanz der altersspezifischen Zahlungsströme für alle Haushaltsmitglieder aus,<sup>21</sup> verwenden für die Fortschreibung allerdings unterschiedliche Wachstumsraten:

$$\text{Leistung GKV}_{s,k}^j = \text{Leistung GKV}_{t,k-(s-t)}^j (1 + g + \Delta \text{MTF})^{s-t} \quad (8)$$

$$\text{Leistung}_{\text{PKV},t+1,k}^j = \text{Leistung}_{\text{PKV},t,k-(s-t)}^j (1 + g + \Delta \text{MTF})^{s-t} \quad (9)$$

$$\text{Beitrag}_{t+1,k}^j = \text{Beitrag}_{t,k-(s-t)}^j (1 + g + \Delta \text{Beitragssatz}_{s-t})^{s-t} \quad (10)$$

$$\text{Prämie}_{t+1,k}^j = \text{Prämie}_{t,k-(s-t)}^j (1 + g + \Delta \text{MTF})^{s-t} \quad (11)$$

Sowohl Zahlungen als auch Leistungen erhöhen sich zunächst jährlich mit der Wachstumsrate des allgemeinen Produktivitätsfortschritts ( $g$ ).<sup>22</sup> In unserem Basisszenario verwenden wir

<sup>20</sup> Vgl. Statistisches Bundesamt (2011).

<sup>21</sup> D.h. der 40-Jährige in  $s = 2014$  bezahlt die gleichen durchschnittlichen Beiträge wie der 40-Jährige in  $s = 2013$ .

<sup>22</sup> Angesichts der Personalintensität des Gesundheitssektors sollten die entsprechenden Leistungsausgaben nach der Theorie der Baumolschen Kostenkrankheit zukünftig zumindest mit dieser Rate des allgemeinen Produktivitätsfortschritts zunehmen.

hierfür  $g = 1,5$  Prozent p.a.<sup>23</sup> Die Leistungen in beiden Systemen sowie die PKV-Prämien steigen zusätzlich mit einer Wachstumsrate in Höhe des medizinisch-technischen Fortschritts ( $\Delta$  MTF), die im Basisszenario 0,5 Prozent p.a. beträgt.<sup>24</sup> Bei der Berechnung der Wachstumsrate des GKV-Beitragsatzes ( $\Delta$  Beitragssatz) wird der zukünftigen Altersverschiebung aufgrund der demografischen Transition ebenso Rechnung getragen, wie dem überproportionalen Wachstum der GKV-Leistungen aufgrund des unterstellten medizinisch-technischen Fortschritts.<sup>25</sup> Schließlich unterstellen wir im Basisszenario zur Berechnung des Barwertes der GKV eine Diskontrate i.H.v.  $r = 3$  Prozent.<sup>26</sup>

### 3. Ergebnisse

#### 3.1. Interne Renditen in PKV und GKV

Unter Berücksichtigung der beschriebenen Daten und Annahmen ergeben sich die in Tabelle 2 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.<sup>27</sup>

---

Äquivalent verhält sich das Wachstum der simulierten GKV-Beitragszahlungen, da sich sowohl Löhne als auch die Beitragsbemessungsgrenze proportional zur Produktivitätsentwicklung verhalten sollten.

<sup>23</sup> Vgl. Europäische Kommission (2015).

<sup>24</sup> 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. 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.

<sup>25</sup> Abweichend vom Szenario der Bürgerversicherung bei Bühner et al. (2017) wird dabei unterstellt, dass die neu hinzukommenden Beamten in der GKV keine Veränderung der Beitragssatzprognose bewirken.

<sup>26</sup> Vgl. Europäische Kommission (2015).

<sup>27</sup> 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.

Tabelle 2: 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 €

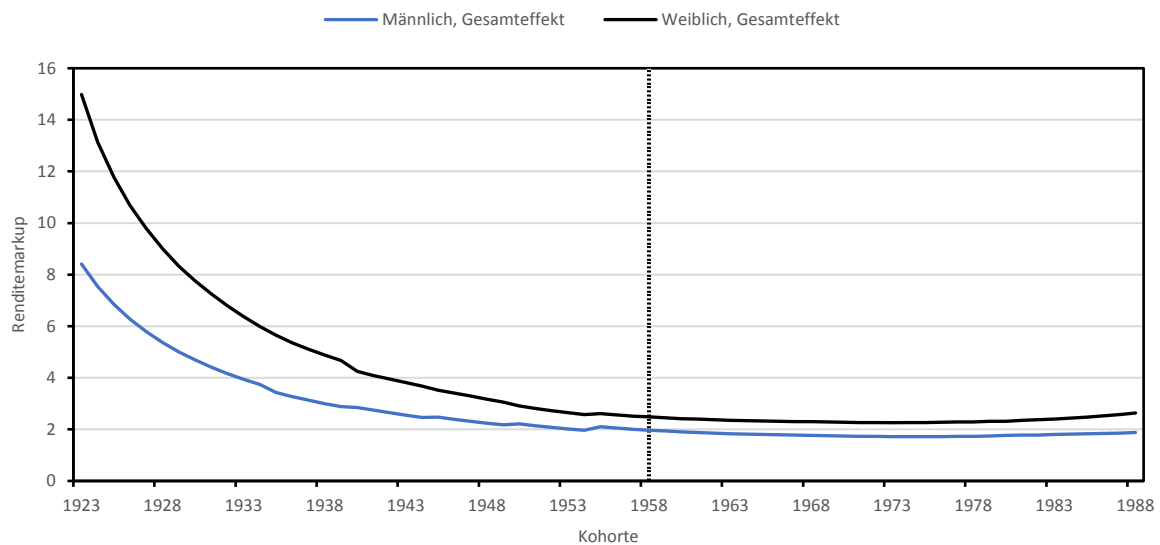
Quelle: Eigene Berechnungen,  $g = 1,5 \%$ ,  $\Delta MTF = 0,5 \%$ ,  $r = 3 \%$

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 2 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.<sup>28</sup> 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, 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.

<sup>28</sup> Dabei gilt im Basisszenario per Definition  $irr_{GKV,k}^j = r = 3$  Prozent.

Abbildung 2: Renditemarkup Gesamteffekt



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

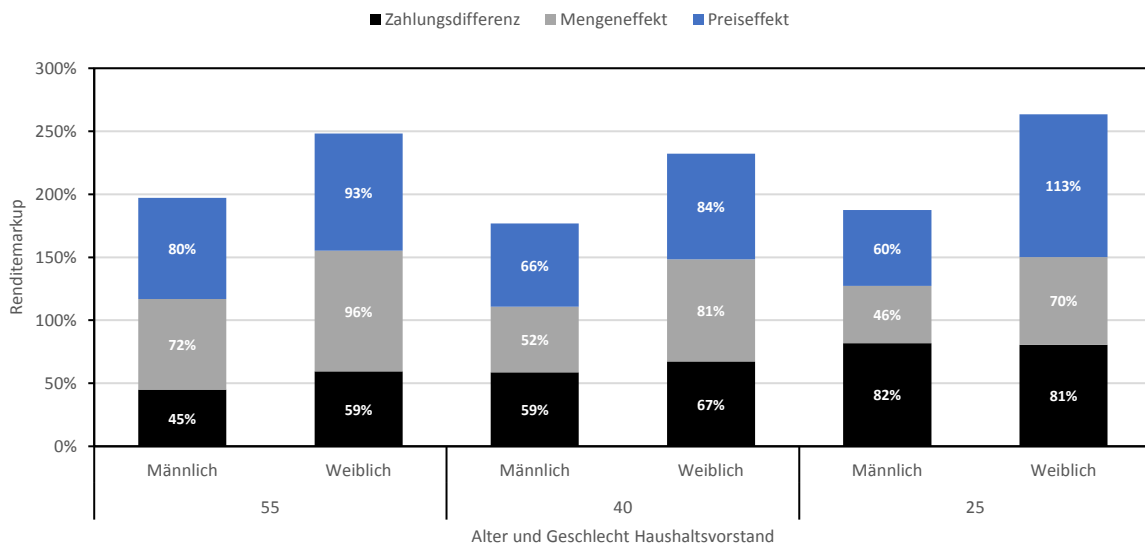
Aufgrund rechtlicher Rahmenbedingungen werden jedoch vermutlich nur junge und zukünftige Beamte eine reale Wahloption haben, während ältere Beamte die notwendigen Voraussetzungen, wie etwa Vorversicherungszeiten in der GKV, nicht erfüllen. Wenn der Haushaltsvorstand 55 Jahre oder älter ist, ist ein Wechsel de facto ausgeschlossen, weswegen wir unsere Analyse im Folgenden auf Haushalte mit einem Vorstand, der 55 Jahre oder jünger ist, fokussieren.<sup>29</sup>

Abbildung 3 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 mehr als der Hälfte und steigt dann mit dem Alter an bis er bei 55-Jährigen auf dem Niveau der weiblichen Haushalte liegt.

<sup>29</sup> Vgl. Fußnote 1. Allerdings könnten diese Regulierungen in Zukunft auf dem Weg zu einer Bürgerversicherung ja auch entfallen, womit dann unsere Ergebnisse auch für ältere Jahrgänge Relevanz bekommen würden.



Abbildung 3: Renditemarkup ausgewählter Haushalte nach Zahlungs- und Leistungsdifferenz aufgeschlüsselt



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

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.<sup>30</sup>

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 2), 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).<sup>31</sup> Sowohl der entsprechende Anteil an  $RMU_k^j(GE)$  als auch der absolute Wert nimmt mit dem

<sup>30</sup> Wie in Kapitel 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.

<sup>31</sup> In Bühner, Fetzer und Hagist (2017) 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.

Alter ab. Ein entscheidender Faktor ist dabei, dass jüngere Haushalte seltener Familienmitglieder aufweisen, welche in der GKV beitragsfrei mitversichert werden können. Zudem können sich 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 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.

### 3.2. Sensitivitätsanalyse

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 3 die Auswirkungen von Abweichungen

i.H.v.  $\pm 0,5$  Prozentpunkten zu unserem Basisszenario mit  $r = 3$  Prozent und  $\Delta \text{MTF} = 0,5$  Prozent auf den mit  $RMU_k^j(GE)$  nach Formel (7) berechneten Gesamteffekt dar.<sup>32</sup>

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 3: 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  $\Delta \text{MTF}$  führt nach den Formeln (8), (9) und (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 (10) 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  $\Delta \text{MTF}$  ansteigt (und umgekehrt).

<sup>32</sup> 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.

Vor allem bei Haushalten mit einem Haushaltsvorstand im Alter von 40 und 55 Jahren zeigen sich bei Variation von  $r$  und  $\Delta MTF$  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  $\Delta MTF = 0$  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.

#### 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 subsumieren 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 Preiseffekt 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.<sup>33</sup> 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. 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 impli-

---

<sup>33</sup> 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.

ziert 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.<sup>34</sup>

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.<sup>35</sup> 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 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 betrachten wir für unsere Analyse immer einen altersspezifischen Durchschnitt. Dies dürfte für das Gros der Beamten eine gute Entscheidungsgrundlage bei der künftigen Wahl des Versicherungsschutzes bieten. 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.

---

<sup>34</sup> 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.

<sup>35</sup> 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.

Diese Haushalte verursachen im Erwartungswert hohe Leistungsausgaben, aus welchen hohe PKV-Prämien resultieren. Im Gegensatz dazu sind die Beiträge in der GKV lohnabhängig. Daher könnte sich die bereits bestehende adverse Selektionswirkung noch verstärken.<sup>36</sup> Diese führt dazu, dass sich eher gering verdienende Beamtenhaushalte mit relativ hohem Krankheitsrisiko für die GKV entscheiden, um den hohen PKV-Prämien auszuweichen. Dieser Effekt könnte zusätzlich forciert werden, da für die gesetzlichen Krankenkassen auf individueller Ebene durch die Zuweisungen aus dem morbiditätsadjustierten Risikostrukturausgleich durchaus Anreize bestehen diese schlechten Risiken zu versichern. 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.<sup>37</sup>

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“.

---

<sup>36</sup> Hierauf weisen auch der GKV-Spitzenverband und Kifmann hin, vgl. Kifmann (2017).

<sup>37</sup> Ein systematischer Ansatz um den bestehenden Selektionsanreizen zu begegnen liefert bspw. Kifmann und Nell (2014).

## 5. Literaturverzeichnis

- Altis, A. & zur Nieden, F. (2017). Lebenserwartung von Beamten und Beamtinnen. Befunde und Auswirkungen auf künftige Versorgungsausgaben. *Wirtschaft und Statistik*, 2017 (2).
- BaFin. (2013). *Wahrscheinlichkeitstabellen in der privaten Krankenversicherung 2013*, Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht.
- Breyer, F. (2015). Demographischer Wandel und Gesundheitsausgaben. Theorie, Empirie und Politikimplikationen. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 16 (3), 153.
- 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. (2017). Cui bono? - Die Bürgerversicherung und die Beihilfe. *WHU Working Paper Series - Economics Group* (17/05).
- BVA. (2013). *GKV-Altersausgabeprojekte*, Bundesversicherungsamt.
- Europäische Kommission. (2015). *The 2015 Ageing Report. Economic and budgetary projections for the 28 EU Member States (2013-2060)*.
- Grunow, M. & Nuscheler, R. (2014). Public and private health insurance in Germany: the ignored risk selection problem. *Health Economics*, 23 (6), 670-687.
- 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.
- 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).
- Mihm, A. (2017, 9. August). Ein Stück Sozialgeschichte. *Frankfurter Allgemeine Zeitung*.
- 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.
- Roll, K., Stargardt, T. & Schreyögg, J. (2012). Effect of Type of Insurance and Income on Waiting Time for Outpatient Care. *The Geneva Papers*, 37 (4), 609-632.

- 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.
- 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.
- Statistisches Bundesamt. (2011). *Generationensterbetafeln für Deutschland. Modellrechnungen für die Geburtsjahrgänge 1896-2009*.
- Sundmacher, L. & Kopetsch, T. (2013). Waiting times in the ambulatory sector - the case of chronically ill patients. *International Journal for Equity in Health*, 12 (1), 77.
- 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.