



Fachbereich II – Mathematik - Physik - Chemie

BEUTH HOCHSCHULE FÜR TECHNIK BERLIN

University of Applied Sciences

01/2019

Karl Michael Ortmann

**Die Entwicklung der Leistungsausgaben pro
Person in der Privaten Krankenversicherung im
Verlauf der Zeit**

The development over time of health care expenditure per
capita in private medical insurance (in German)

Reports in Mathematics, Physics and Chemistry

Berichte aus der Mathematik, Physik und Chemie

ISSN (print): 2190-3913

Reports in Mathematics, Physics and Chemistry

Berichte aus der Mathematik, Physik und Chemie

The reports are freely available via the Internet:

http://www1.beuth-hochschule.de/FB_II/reports/welcome.htm

01/2019, March 2019

© 2019 Karl Michael Ortmann

Die Entwicklung der Leistungsausgaben pro Person in der Privaten
Krankenversicherung im Verlauf der Zeit

The development over time of health care expenditure per capita in private medical
insurance (in German)

Editorial notice / Impressum

Published by / Herausgeber:

Fachbereich II

Beuth Hochschule für Technik Berlin

Luxemburger Str. 10

D-13353 Berlin

Internet: http://public.beuth-hochschule.de/FB_II/

E-Mail: fbiireports@beuth-hochschule.de

Responsibility for the content rests with the author(s) of the reports.
Die inhaltliche Verantwortung liegt bei den Autor/inn/en der Berichte.

ISSN (print): 2190-3913

Zusammenfassung

Der Gegenstand dieser Studie sind aggregierte Daten der Privaten Krankenversicherung in Deutschland. Konkret untersuchen wir Zeitreihen von Kopfschäden für Kombinationen von drei Risikomerkmalen: Leistungsart, Versichertengruppe und Geschlecht. Insbesondere modellieren wir die Krankheitskosten als Summe von Sterbekosten und Kosten zum Erhalt der Gesundheit. Mit Hilfe eines linearen Regressionsmodells und des Siegel-Tests zum Vergleich von Kopfschadenprofilen erhalten wir Einsichten in die Evolution der altersabhängigen Kopfschäden in der Zeit. Sämtliche Kopfschadenprofile wurden im Verlauf der Jahre nachweislich steiler. Außerdem entdecken wir einen dominierenden Medikalisationseffekt im ambulanten Sektor und einen bedeutenden Kompressionseffekt im stationären Sektor. Unser Ansatz zur Zerlegung der Evolution der Kopfschäden in Kompensationseffekt, Teuerungseffekt und Medikalisationseffekt mag seine besondere Bedeutung in nachfolgenden Studien zur kohärenten Prognose von Ausgaben im Gesundheitswesen auf demografischer Ebene entfalten.

Schlüsselworte: Kompressionsthese, Medikalisationsthese, Kopfschaden, medizinisch-technischer Fortschritt, Versteilerung, Siegel-Test

Abstract

In this study we analyse aggregate private medical insurance data for inpatient and outpatient services. In particular, we discuss health care expenditure per capita over time. To do so, we use a linear regression model and apply the Siegel test for comparing expenditure profiles. As for inpatient services provided to the elderly, medicalisation dominates the evolution of health care expenditure per capita. On the other hand, compression is of great importance with respect to outpatient services. On top, we find that steepening of health care expenditure by age over time is prevalent in all cases. Finally, our decomposition approach may be useful with respect to coherent projections of future health care expenditure on a population level.

Key words: compression, medicalisation, medical advances, health care expenditure, steepening, Siegel test

Inhaltsverzeichnis

1 Einleitung	5
2 Hintergrund.....	7
3 Datengrundlage	9
3.1 Bevölkerungsdaten	9
3.2 Krankenversicherungsdaten	9
4 Demografische Erkenntnisse	10
4.1 Bevölkerung	10
4.2 PKV-Bestand	12
5 Analyse der Gesundheitskosten	13
5.1 Kopfschäden.....	13
5.2 Zeitreihen	15
5.2.1 Ambulante Leistungen	15
5.2.3 Stationäre Leistungen	18
5.3 Modalwerte	20
5.4 Profilttest	21
5.4.1 Ambulante Leistungen	22
5.4.2 Stationäre Leistungen	23
6 Dekomposition der Gesundheitskosten	25
6.1 Linearisierung	25
6.1.1 Ambulante Leistungen	26
6.1.2 Stationäre Leistungen	31
6.2 Steilheit	35
6.2.1 Ambulante Leistungen	35
6.2.1 Stationäre Leistungen	36
6.3 Evolution der Kopfschäden.....	37
6.3.1 Kompressionseffekt	37
6.3.2 Teuerungseffekt.....	38
6.3.3 Medikalisierungseffekt	38
6.3.5 Ambulante Leistungen	39
6.3.6 Stationäre Leistungen	40
6.3.7 Kompakttarife.....	41
7 Fazit	43
8 Ausblick	44
9 Literatur	45

1 Einleitung

Im deutschen Gesundheitswesen hat jeder Kranke – unabhängig von Einkommen und Vermögen – Anspruch auf eine qualitativ hochwertige medizinische Behandlung und einen direkten Zugang zu fachärztlicher Versorgung. Es gibt weder Prioritätslisten (wie in Schweden), noch eine Bewertung nach qualitätskorrigierten Lebensjahren (wie in Großbritannien), noch hohe Zuzahlungen (wie in der Schweiz), noch einen eingeschränkten Zugang zum Facharzt (wie in den Niederlanden). Das deutsche Gesundheitswesen bietet im internationalen Vergleich einen sehr guten Zugang für alle Versicherten zu einer qualitativ hohen medizinischen Versorgung. Denn wohl nirgends in der Welt existiert eine so hervorragende, flächendeckende medizinische Versorgung wie in Deutschland. Zu erwähnen ist in diesem Zusammenhang, dass Deutschland im internationalen Vergleich zwar hohe Gesundheitsausgaben pro Kopf, aber eine vergleichsweise alte Bevölkerung hat.

Auch in Zukunft sollen alle Versicherten in Deutschland Zugang zu Behandlungsmethoden haben, die dem aktuellen Stand des medizinisch-technischen Fortschrittes widerspiegeln. Um dieses Ziel zu erreichen, bringen die Private Krankenversicherung (PKV) und die Gesetzliche Krankenversicherung (GKV) ihre jeweiligen Stärken in ein gemeinsames Versorgungssystem ein. In der GKV wurden insbesondere in den letzten Jahren verstärkt Anreize für Qualitätssicherung und die Wirtschaftlichkeit von Innovationen gesetzt. In der PKV gibt es geringere institutionelle Hürden für den beschleunigten Zugang zu Innovationen.

Jede medizinische Neuerung führt zu neuen Debatten über das ökonomische und medizinische Behandlungsoptimum. In einer funktionalen Gesundheitsversorgung sind die Grenzkosten gering und der Grenznutzen hoch. Im ökonomischen Behandlungsoptimum sind Grenzkosten und Grenznutzen gleich. Mit steigender Behandlungsintensität werden die Grenzkosten höher und der Grenznutzen geringer. Im medizinischen Behandlungsoptimum herrscht die maximale Versorgung vor.

Es ist unstrittig, dass sich die GKV tendenziell an dem ökonomischen Behandlungsoptimum orientiert, wohingegen die PKV eher auf das medizinische Behandlungsoptimum ausgerichtet ist. Aus diesem Grund sind die Gesundheitsausgaben pro Kopf und Jahr in der PKV höher als in der GKV. Dabei ist zu berücksichtigen, dass der PKV-Mehrumsatz die Basis zur Finanzierung von medizinischen Innovationen in Deutschland ist.

Die private Krankenversicherung funktioniert somit gewissermaßen als Korrektiv in der Versorgung. Ohne die Konkurrenz der beiden Systeme wäre die Gefahr größer, dass der Leistungskatalog der staatlichen medizinischen Versorgung in Deutschland auf eine minimale Grundversorgung reduziert wird. Das Modell der Dualität aus GKV und PKV vermeidet die Versorgungs Nachteile der meisten anderen staatlichen Systeme mit langen Wartelisten, Einschränkungen der Patientensouveränität und Zweiklassenmedizin. Es lässt sich festhalten, dass der Systemwettbewerb zwischen PKV und GKV allen Versicherten nutzt und zu einer stetigen Weiterentwicklung der Qualität der medizinischen Versorgung unter Berücksichtigung des medizinisch-technischen Fortschritts führt.

Von besonderer politischer und unternehmerischer Bedeutung ist der Umstand, dass die Leistungsausgaben der Gesetzlichen und Privaten Krankenversicherung in Deutschland, ähnlich wie in anderen Ländern, beständig und deutlich gestiegen sind. Häufig wird der medizinisch-technische Fortschritt für die Kostensteigerung verantwortlich gemacht. Ein weiterer Faktor mag die demografische Entwicklung sein.

Unstrittig ist die Alterung der Bevölkerung in Deutschland. Die Gründe dafür liegen in ausgebliebenen Geburten und steigender Lebenserwartung. Mit zunehmendem Alter neigen Menschen zu mehr und schwerwiegenderen Krankheiten. Damit nehmen die individuell zu erwartenden, jährlichen Ausgaben zum Erhalt der eigenen Gesundheit im Verlauf des Lebens zu. Diese Tatsache wird nicht zuletzt durch Statistiken der Privaten Krankenversicherung (PKV), insbesondere der Kopfschadentabellen, belegt. In diesem Zusammenhang wird in der Wissenschaft kontrovers diskutiert, ob der entscheidende kausale Einflussfaktor das erreichte Lebensalter oder aber die zeitliche Nähe zum bevorstehenden Tod ist. Es gibt dazu zwei konkurrierende Theorien.

Die monetäre Version der Kompressionsthese, die auf Fries (1980) zurückzuführen ist, geht davon aus, dass der weitaus größte Teil der Krankheitskosten eines Individuums in seinen letzten Lebensjahren verursacht wird. Mit steigender Lebenserwartung verschiebt sich der Kostenberg also in höhere Altersklassen. Das zukünftige Kostenprofil wird folglich in die Länge gezogen werden. Die Kompressionsthese ist konsistent mit der Annahme, dass die durch die steigende Lebenserwartung gewonnenen Lebensjahre überwiegend in Gesundheit verbracht werden. In demografischer Hinsicht impliziert eine alternde Bevölkerung somit nicht zwangsläufig höhere Kosten im Gesundheitswesen.

Im Gegensatz dazu geht die monetäre Version der Medikalisierungsthese, die auf Verbrugge (1984) zurückzuführen ist, von einem Anstieg der Gesundheitskosten für eine alternde Bevölkerung aus. Der Grund ist, dass die Morbidität mit steigendem Lebensalter zunimmt. So gehören zum Beispiel Hüftoperationen und Katarakte heutzutage zu den häufigsten chirurgischen Eingriffen in deutschen Krankenhäusern. Diese Operationen werden im Allgemeinen an älteren Patienten durchgeführt. Bedingt durch die demografischen Veränderungen wird der Anteil der älteren Menschen immer größer. Folglich wird es zu einem Anstieg der Leistungsfälle und damit der Kosten kommen.

Diese Forschungsarbeit setzt an der Fragestellung an, wie sich die Leistungsausgaben pro Person in der PKV im Verlauf der letzten zwanzig Jahre entwickelt haben. Dazu werden die Kopfschadenstatistiken der PKV mit statistischen Methoden ausgewertet. Insgesamt wird daran deutlich, ob, beziehungsweise in wie fern, in der PKV in monetärer Hinsicht eine Kompression oder eine Medikalisierung vorlag. Dabei wird unterschieden nach Leistungsart (ambulanter und stationärer Behandlung), nach Geschlecht (Mann und Frau) sowie nach Patientengruppe (Beihilfeberechtigte und Sonstige Versicherte).

Im zweiten Abschnitt diskutieren wir die Datengrundlage. Dabei gehen wir insbesondere auf die Sekundärstatistiken der PKV sowie des Statistischen Bundesamtes ein. Im dritten Abschnitt wird der statistische Test nach Siegel zum Vergleich von Kopfschäden vorgestellt. Im vierten Abschnitt stellen wir ausgewählte Erkenntnisse im Hinblick auf die Bevölkerungsalterung und die Langlebigkeit der Bevölkerung vor. In diesem Zusammenhang beleuchten wir außerdem die Unterschiede in der Bestandszusammensetzung nach Alter und Geschlecht zwischen der bundesdeutschen Bevölkerung auf der einen Seite und des privat krankenversicherten Bestandes auf der anderen Seite.

Darauf aufbauend, untersuchen wir im fünften Abschnitt die Aufwendungen pro Person zum Erhalt der Gesundheit in der Privaten Krankenversicherung. Konkret betrachten wir Kopfschäden nach Leistungsart, Tarifgruppe und Geschlecht im Verlauf der Zeit. Umfangreiche deskriptive Analysen beleuchten die Gesundheitskosten in der PKV. Im sechsten Abschnitt wird die zeitliche Entwicklung der Kosten modelliert und analysiert. Zu diesem Zweck kommt der Siegel-Test zum Einsatz, der es uns erlaubt, Hypothesen im Hinblick auf die Kompensationsthese und Medikalisierungsthese zu testen. Die Forschungsarbeit endet im siebten Abschnitt mit einem Fazit.

2 Hintergrund

Es ist weithin bekannt, dass in Deutschland eine Alterung der Bevölkerung zu verzeichnen ist (Ortmann 2013). Die beiden wesentlichen Gründe sind ausgebliebene Geburten einerseits und eine deutliche Lebenszeitverlängerung andererseits. Diese demografische Zeitbombe betrifft sowohl die soziale Altersvorsorge als auch die soziale Gesundheitsvorsorge.

In ihrem wegweisenden Beitrag zeigten Oepfel und Vaupel (2002), dass es keine Hinweise auf eine natürliche Grenze für die menschliche Lebenserwartung festzustellen gibt. Seit 160 Jahren ist die weltweit höchste Lebenserwartung linear um etwa drei Lebensmonate pro Kalenderjahr gestiegen.

Unstrittig ist, dass die Gesundheitskosten pro Kopf mit dem Lebensalter positiv korreliert sind. Es gibt durchaus Gründe dafür, dass der zu beobachtende Zusammenhang inhaltlich sinnvoll ist. Denn durch den Prozess der Alterung erleidet der menschliche Körper einen zunehmenden Verschleiß. So werden beispielsweise Hüftoperationen und Katarakte erst im fortgeschrittenen Lebensalter nötig (Ortmann 2010).

Es wird jedoch in der Wissenschaft diskutiert, inwiefern der Zusammenhang zwischen Gesundheitskosten und erreichtem Alter kausal. Denkbar ist in diesem Zusammenhang, dass nicht die verstrichene Zeit seit der Geburt, sondern vielmehr die Nähe zum bevorstehenden Tod ausschlaggebend ist. In dieser Hinsicht sind die Studien von Zweifel, Felder und Meiers (1999) sowie Sheshamani und Gray (2004) von besonderer Bedeutung.

Zweifel, Felder und Meiers analysierten in einer Längsschnittstudie die Daten einer Schweizer Krankheitskasse. Sie fanden heraus, dass die Kosten im letzten Lebensquartal deutlich höher waren als in den vorangegangenen sieben Quartalen. Als Schlussfolgerung gaben die Autoren an, dass die Nähe zum Tod die Ausgaben in die Höhe trieb. Der beobachtete Anstieg der Krankheitskosten mit dem erreichten Alter lässt sich demnach dadurch erklären, dass in höherem Lebensalter mehr Menschen dem Tode nah sind und somit die Kosten für diese Altersgruppe in die Höhe ziehen.

Bei steigender Lebenserwartung in der Bevölkerung im Verlauf der Zeit wird mit diesem Erklärungsansatz der Anstieg der Gesundheitskosten pro Kopf in Abhängigkeit vom erreichten Alter immer flacher. Denn für gleiches Lebensalter ist in späteren Kalenderjahren ein kleinerer Teil der Menschen dem Tod nahe als in früheren Kalenderjahren. Diese Erkenntnis hat volkswirtschaftliche Bedeutung: für eine Bevölkerung, in der die Menschen immer älter werden, ist folglich mit einer Verschiebung der zu erwartenden Krankheitskosten auf einen späteren Zeitpunkt im Leben zu rechnen.

Sheshamani und Gray (2004) replizierten die Studie von Zweifel, Felder und Meiers (1999) anhand englischer Daten. Insbesondere deckten sie einen ökonomischen Modellierungsfehler in der vorausgegangenen Studie auf. Im Ergebnis kamen Sheshamani und Gray zu dem Schluss, dass sowohl das erreichte Lebensalter als auch die Nähe zum Tod den Anstieg der Gesundheitskosten pro Kopf erklären. Der zweite Faktor ist jedoch ungleich bedeutender. In einer nachfolgenden Studie fanden Zweifel, Felder und Werblow (2004) heraus, dass das erreichte Lebensalter für diejenigen, die nicht in Kürze gestorben waren, ein signifikanter Faktor war. Wong und andere (2010) betätigten anhand von niederländischen Daten, dass sowohl das erreichte Lebensalter als auch die Nähe zum Tod die Höhe der Gesundheitskosten erklären, wobei der zweite Einflussfaktor wesentlich bedeutender ist.

Tatsächlich sind die Ausgaben zum Erhalt der Gesundheit nachweislich effektiv, indem sie dazu beitragen, dass die Lebenserwartung gestiegen ist (siehe beispielsweise Becker, Philipson und Soares 2005). Wenn man diesen Effekt vernachlässigt, wird der Einfluss der Nähe zum Tod auf die pro-Kopf-Gesundheitskosten überschätzt. Salas und Raftery (2001) wiesen in diesem Zusammenhang auf die Endogenität hin. Felder, Werblow und Zweifel (2010) analysierten die Endogenität der Nähe zum Tod in einer empirischen Studie. Die Autoren kamen zu dem Schluss, dass der beobachtete Anstieg der Gesundheitskosten in der Bevölkerung eher durch medizinischen Fortschritt als durch Bevölkerungsalterung zu erklären sei.

Stearns und Norton (2004) wiesen darauf hin, dass die Nähe zum Tod negativ mit dem erreichten Lebensalter und mit den Gesundheitskosten pro Kopf korreliert ist. Yang, Norton und Stearns (2003) zeigten, dass die Kosten zum Erhalt der Gesundheit auch schon mehrere Jahre vor dem Tod erhöht sind. In einer Welt mit steigender Langlebigkeit muss folglich die Nähe zum Tod berücksichtigt werden, wenn Projektionen über die zukünftige Entwicklung der Gesundheitskosten angestrengt werden. Andernfalls wird die Höhe der Ausgaben deutlich überschätzt. Breyer und Felder (2006) berechneten, dass Projektionen über die Höhe der Gesundheitsausgaben in Deutschland überschätzt werden, wenn die Nähe zum Tod missachtet wird.

Getzen (1992) untersuchte die Wechselwirkungen zwischen Bevölkerungsalterung und Gesundheitsausgaben in 20 OECD-Ländern. Tatsächlich sind demnach die Gesundheitskosten mit dem Bruttoinlandsprodukt korreliert. Getzen folgerte daraus, dass der altersbedingte Anstieg der Krankheitskosten in der Bevölkerung durch staatliche Budgetrestriktion gemildert wird. In diesem Zusammenhang sei auf die Studie von Brockmann (2002) verwiesen. Anhand von Krankenhausdaten der AOK fand sie heraus, dass die Sterbekosten mit steigendem Todesalter fallen. Diese Erkenntnis deutete auf eine Rationierung der Gesundheitsausgaben im Alter hin. Busse, Krauth und Schwartz (2002) kamen zu einem ähnlichen Ergebnis, indem sie die Länge des Krankenhausaufenthalts nach Lebensalter analysierten. Niehaus (2006) zeigte anhand von Daten eines großen deutschen PKV-Unternehmens, dass einerseits hohe Sterbekosten direkt vor dem Tod anfallen und andererseits diese Kosten mit dem Todesalter fallen. Der medizinische Aufwand am Lebensende ist demnach umso höher, je früher man stirbt. Darüber hinaus wies Niehaus eine starke Altersabhängigkeit der Gesundheitskosten für die Überlebenden nach. Insofern sind sowohl das erreichte Lebensalter als auch die Nähe zum Tod relevante Tarifierungsmerkmale in der PKV. Beide Parameter sind für den Anstieg der Pro-Kopf-Kosten maßgeblich.

Darüber hinaus analysierte Niehaus (2006) die Entwicklung der Gesundheitskosten für Überlebende und Sterbende im Verlauf der Zeit. Konkret zeigte sich, dass die Sterbekosten für jedes Sterbealter gestiegen sind. Denn der ausgabensteigernde Effekt der Kostenentwicklung für jedes Alter ist wesentlich bedeutender als der ausgaben-senkende Effekt der Verschiebung des Todesalters, der durch eine verbesserte Langlebigkeit in der Bevölkerung einhergeht. Demnach ist die Inflation eine bedeutende Einflussgröße in Bezug auf die Kostenentwicklung in der PKV.

3 Datengrundlage

Für die vorliegende Forschungsarbeit wurden ausschließlich Sekundärstatistiken verwendet. Individualdaten lagen nicht vor.

3.1 Bevölkerungsdaten

Die verwendeten Bevölkerungsstatistiken stammen aus Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes (destatis). Konkret benutzen wir die Sammlung relevanter demografischer Daten in der Human Mortality Database (HMD).

3.2 Krankenversicherungsdaten

Im Gegensatz zur Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) wird die Private Krankenversicherung (PKV) durch Versicherungsunternehmen auf der Grundlage des Privatversicherungsrechts durchgeführt. Die versicherte Gefahr erstreckt sich auf Kosten, die aus Krankheit oder Unfall herrühren. Der Gesetzgeber hat eine Reihe von Gesetzen und Verordnungen, die die Private Krankenversicherung betreffen, hervorgebracht.

Gemäß der Verordnung betreffend die Aufsicht über die Geschäftstätigkeit in der privaten Krankenversicherung (Krankenversicherungsverordnung – KVAV) veröffentlicht die Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) jährlich sogenannte Wahrscheinlichkeitstabellen der PKV. Diese Statistiken bilden gemäß §6 (2) KVAV die Grundlage der Tarifierung für Neugeschäft in der Privaten Krankenversicherung.

Die angesprochenen Wahrscheinlichkeitstabellen enthalten insbesondere Kopfschadenstatistiken. Nach §6 (1) KVAV sind Kopfschäden die im Kalenderjahr auf einen Versicherten entfallenden durchschnittlichen Versicherungsleistungen; sie werden für jeden Tarif in Abhängigkeit vom Alter des Versicherten ermittelt.

Ein tarifliches Unterscheidungsmerkmal in der PKV betrifft den Umfang des Krankenversicherungsschutzes. Beamte und gegebenenfalls ihre Angehörigen erhalten im Krankheitsfall vom jeweiligen Dienstherrn eine finanzielle Unterstützung, die als Beihilfe bezeichnet wird. Diese Kostenerstattung erfolgt im Allgemeinen prozentual in Bezug auf die Gesamtrechnung. Der verbleibende Rest wird durch eine private Krankenversicherung abgedeckt. Die zugrundeliegenden Tarife der PKV werden Beihilfetarife genannt.

Die zweite wichtige Gruppe von privat Versicherten sind Selbstständige, Freiberufler und Angestellte mit einem Jahreseinkommen, welches über der Jahresarbeitsentgeltgrenze von zurzeit 59.400 € liegt. Diese Menschen haben die Wahl zwischen GKV und PKV.

Für unsere Analysen unterscheiden wir außerdem stationäre und ambulante Leistungen. Mit einer stationären Leistung ist zwingend die Unterbringung in einem Krankenhaus verbunden. Sämtliche medizinischen Leistungen der Privaten Krankenversicherung, die keine stationäre Behandlung und Aufnahme in einem Krankenhaus erforderlich machen, werden zu den ambulanten Leistungen gezählt. Zahnbehandlungen werden gesondert erfasst und sind nicht Bestandteil unserer Studien.

Zu guter Letzt werden die Kopfschadenstatistiken der PKV getrennt für Männer und Frauen ausgewiesen. In diesem Zusammenhang ist zu erwähnen, dass Kosten für Schwangerschaft gesondert erfasst werden und in unserer Studie nicht berücksichtigt sind.

Wir betrachten im Folgenden also die Leistungsarten „Stationär“ und „Ambulant“, die Tarifgruppen „Beihilfeberechtigte“ und „Sonstige“ sowie das Geschlecht „Mann“ und „Frau“. In Bezug auf Krankenhausaufenthalt beschränken wir uns auf die vorrangigen

Merkmale „Zweibettzimmer“ im Beihilfetarif und „Einbettzimmer“ für sonstige Versicherte. Tabelle 1 zeigt die Anzahl der Versicherten aus dem Jahr 2016 in jeder Tarifklasse.

Leitungsart	Tarifgruppe	Geschlecht	Anzahl Versicherter
Ambulant	Beihilfe	Mann	1.633.087
Ambulant	Beihilfe	Frau	1.744.757
Ambulant	Sonstige	Mann	1.183.134
Ambulant	Sonstige	Frau	520.550
Stationär	Beihilfe	Mann	1.207.050
Stationär	Beihilfe	Frau	1.279.779
Stationär	Sonstige	Mann	1.026.920
Stationär	Sonstige	Frau	446.657

Tabelle 1: Bestandszahlen 2016 in der PKV

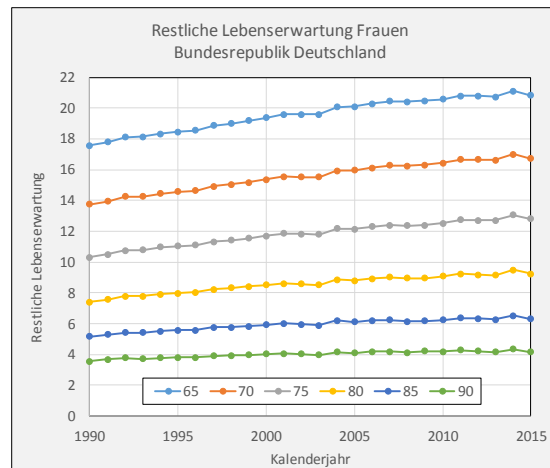
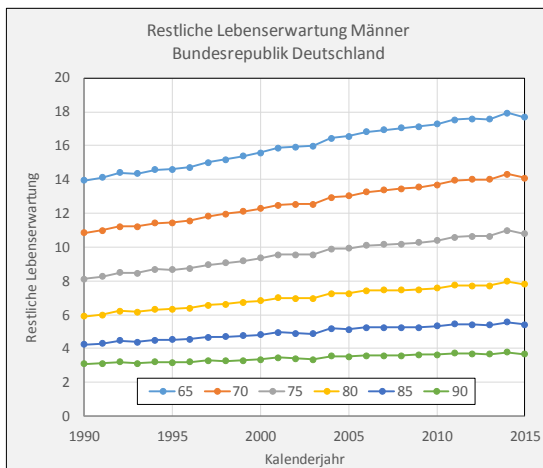
4 Demografische Erkenntnisse

4.1 Bevölkerung

Den Ländern der westlichen Welt ist gemeinsam, dass die Lebenserwartung von Neugeborenen im letzten Jahrhundert weitgehend linear gestiegen ist. Dieser Anstieg wurde durch das Absenken der altersabhängigen Sterbewahrscheinlichkeit beziehungsweise der Verringerung der Anzahl von vorzeitigen Todesfällen erreicht. Der wesentliche Treiber der gestiegenen Langlebigkeit war der medizinische Fortschritt. Die Gründe der beobachteten Sterblichkeitsverbesserung sind vielfältig (Ortmann 2017). Insbesondere sind hervorzuheben:

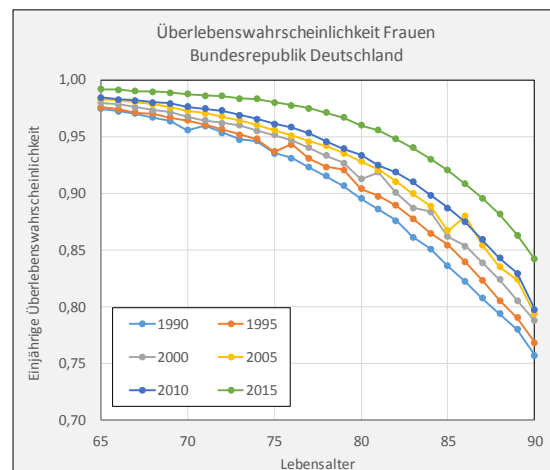
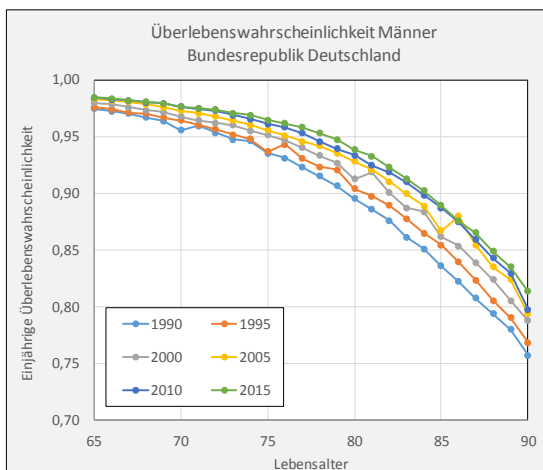
- die reduzierte Säuglingssterblichkeit, die beispielsweise schon durch eine verbesserte Hygiene bei der Geburt erreicht werden konnte,
- die Entdeckung und Verbreitung von Antibiotika, beispielsweise Penicillin, zur Vermeidung von Tod durch bakterielle Infektionskrankheiten,
- die Maßnahmen zur Verringerung der Anzahl von Unfalltoten insbesondere im Straßenverkehr, beispielsweise durch die Einführung von Sicherheitsgurten,
- der Rückgang von Tod aufgrund von Herz-Kreislaufkrankungen im Allgemeinen und Herzinfarkten im Besonderen, beispielsweise durch Bypass-Operationen, Angioplastien und verschiedene Blockbuster-Medikamente.

Die gestiegene Lebenserwartung kam tatsächlich überwiegend jüngeren Menschen zugute, die vom vorzeitigen Tod bewahrt werden konnten. Abbildung 1 zeigt die Entwicklung der verbleibenden Lebenserwartung für Senioren in den letzten 25 Jahren. Man erkennt für jede Altersklasse einen linear steigenden Trend. Es wird deutlich, dass der Gewinn an zusätzlichen Lebensjahren für 65-Jährige deutlich größer ausfiel als für 90-Jährige.



Abbildungen 1a und 1b: Restliche Lebenserwartung für Männer (links) und Frauen (rechts), in Abhängigkeit vom Kalenderjahr und je nach bereits erreichtem Lebensalter.

Abbildung 2 zeigt die so genannte Quadratur der Überlebenswahrscheinlichkeit: Immer mehr Menschen überleben bis in hohe Alter, um dann recht bald zu sterben. Diese Erkenntnis deutet darauf hin, dass es eine Höchstgrenze für das menschliche Alter geben könnte.



Abbildungen 2a und 2b: Einjährige Überlebenswahrscheinlichkeiten für Männer (links) und Frauen (rechts), in Abhängigkeit vom erreichten Lebensalter und nach Kalenderjahr.

Das Potential zur Verringerung der Sterbewahrscheinlichkeit in jüngeren Altern ist mittlerweile weitestgehend ausgeschöpft. Zukünftige Anstrengungen zur weiteren Steigerung der Lebenserwartung werden sich vorwiegend auf ältere Menschen richten müssen, die jedoch nur eine vergleichsweise kurze restliche Lebenserwartung haben. Ortman (2017) berechnete konkret, dass der Aufwand zur Verlängerung der Lebenserwartung von Neugeborenen exponentiell mit demjenigen Lebensalter wächst, auf das die Maßnahme zur Vermeidung von vorzeitigem Tod zielt. Beispielsweise bewahrt man entweder eine Person mit restlicher Lebenserwartung von 70 Jahren oder aber 7 Personen mit fernerer Lebenserwartung von je 10 Jahren vom Tod, um den gleichen Effekt auf die Veränderung der Lebenserwartung für Neugeborene in der Bevölkerung zu erzielen.

Die Kosten zur Fortsetzung des historischen Langlebigkeitstrends sind folglich enorm. Die Frage, ob der Anstieg der Lebenserwartung für die gesamte Bevölkerung volkswirtschaftlich finanzierbar ist, ist nicht nur berechtigt, sondern tatsächlich eine Kernfrage.

4.2 PKV-Bestand

Die Private Krankenversicherung ist eine freiwillige Versicherung. Folglich gibt es gewisse Selektionseffekte im Vergleich mit der Bevölkerung. Es fallen einige Unterschiede in der Altersverteilung ins Auge. Die Abbildungen 2a und 2b zeigen die relative Verteilung der Versicherten nach Alter und Geschlecht für die Beihilfetarife. In der Kontur ist die Bevölkerungspyramide der Bundesrepublik Deutschland dargestellt.

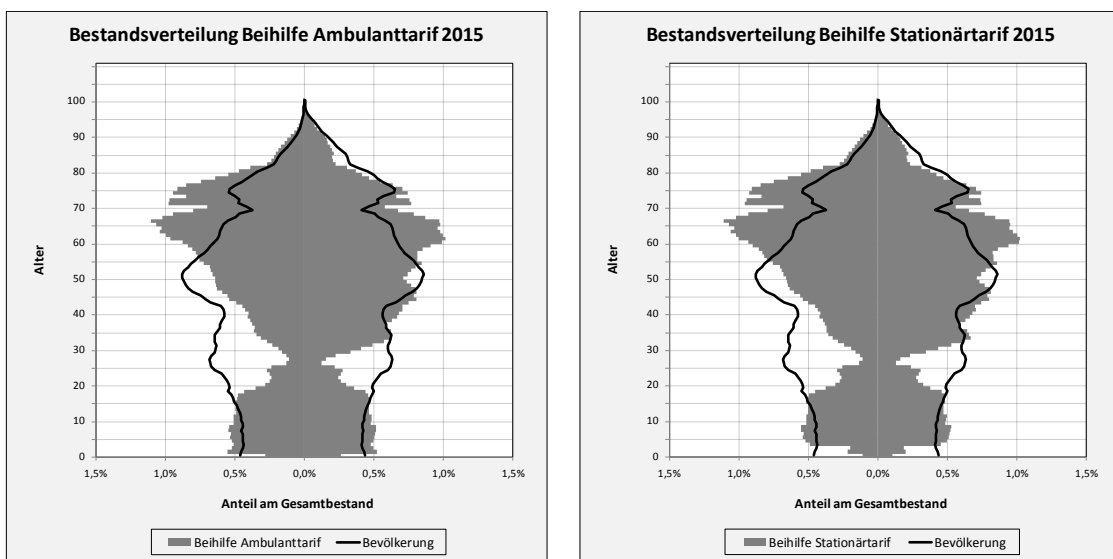


Abbildung 2a und 2b: Altersverteilung im Beihilfetarif (links ambulant, rechts stationär)

Junge Erwachsene sind im Beihilfetarif unterrepräsentiert. Der Grund dürfte darin liegen, dass nur wenige Menschen in dieser Altersklasse verbeamtet werden. Ältere Menschen ab etwa 55 Jahren, insbesondere Männer, sind in den Beihilfetarifen der PKV überrepräsentiert. Dieser Umstand hat historische Gründe.

Bei den sonstigen Versicherten zeigt sich, dass Männer zwischen 35 und 70 deutlich überrepräsentiert sind. Frauen und insbesondere junge Erwachsene sind unterrepräsentiert, weil sie die Voraussetzungen zur Aufnahme in die PKV seltener erfüllen.

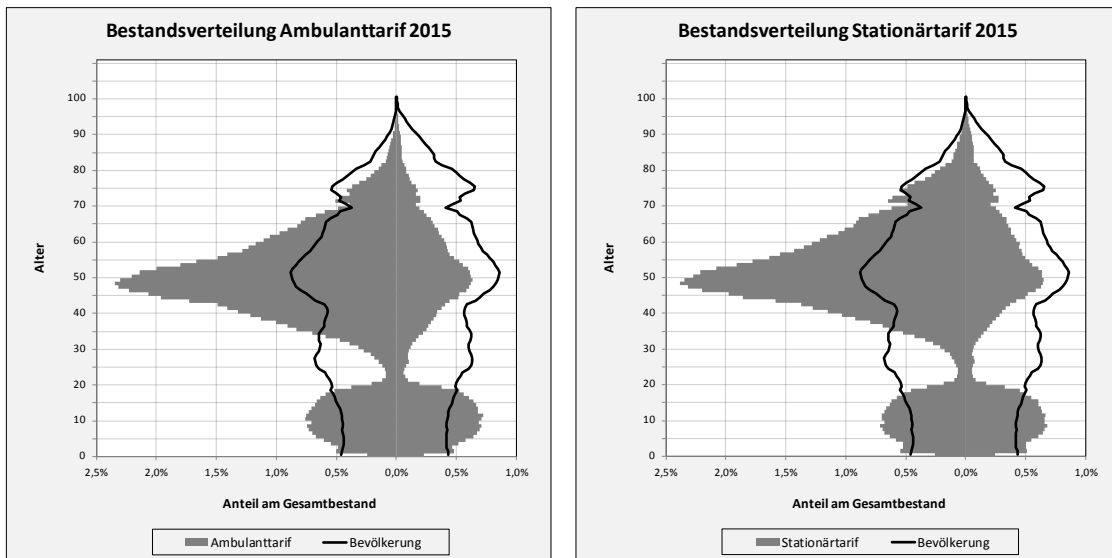


Abbildung 3a und 3b: Altersverteilung für sonstige Versicherte (links ambulant, rechts stationär)

5 Analyse der Gesundheitskosten

5.1 Kopfschäden

Gemäß § 6 KVAV sind Kopfschäden definiert als die im Beobachtungszeitraum auf einen Versicherten entfallenden durchschnittlichen Versicherungsleistungen. In den jährlich erscheinenden Wahrscheinlichkeitstabellen der BaFin werden Kopfschäden getrennt nach Leistungsart, Patientengruppe, Geschlecht und Lebensalter veröffentlicht.

Nach Becker (2017) sind Kopfschäden $K_x(t)$ nicht nur vom erreichten Lebensalter x , sondern auch vom Kalenderjahr t abhängig. Gemäß dem klassischen Modellierungsansatz von Rusam wird der Kopfschaden faktorisiert:

$$K_x(t) = G(t) \cdot k_x \quad (1)$$

Dabei wird $G(t)$ der Grundkopfschaden und k_x das Kopfschadenprofil genannt. Es ist zu beachten, dass dieser Ansatz eine Normierungsfreiheit besitzt. In der Praxis der PKV wird nicht selten $k_{40} = 1$ gesetzt.

Der Modellansatz nach Rusam impliziert, dass die Preisentwicklung für medizinische Leistungen ausschließlich durch den Grundkopfschaden erfasst wird. Die funktionale Abhängigkeit der Schäden vom erreichten Lebensalter hingegen wird exklusiv durch das Kopfschadenprofil repräsentiert. Die Zerlegung (1) geht insbesondere davon aus, dass sich Profile im Verlauf der Zeit nicht ändern. Tatsächlich ändert sich die Abhängigkeit der Kopfschäden auf Unternehmensebene nur in einem mittelfristigen Zeitraum (Becker 2017). Durch die Aggregation der Unternehmensdaten auf die gesamte PKV-Branche durch die BaFin können Profilunterschiede jedoch auch in aufeinander folgenden Kalenderjahren auftreten.

Kopfschäden sind insbesondere im fortgeschrittenen Lebensalter bis auf zufällige Schwankungen offensichtlich monoton steigend im erreichten Lebensalter. Diese Feststellung gilt für alle Merkmale ab einem gewissen Grundalter. Im Folgenden konzentrieren wir uns auf die Senioren in der Altersklasse [65;90] im Kalenderjahr 2016.

Aufgrund der Europäischen Richtlinie 2004/113/EG zur Verwirklichung des Grundsatzes der Gleichbehandlung von Männern und Frauen beim Zugang zu und bei der Versorgung mit Gütern und Dienstleistungen wurde die geschlechtsspezifische Tarifierung in der Privaten Krankenversicherung unzulässig. Die genannte europäische Richtlinie wurde durch das Allgemeine Gleichbehandlungsgesetz (AGG) in deutsches Recht übernommen. In Paragraph 19 Absatz 1 Nummer 2 heißt es konkret, dass eine Benachteiligung wegen des Geschlechts unzulässig ist. Ab dem 21.12.2012 ist die Unisex-Tarifierung für Neugeschäft in der Privaten Krankenversicherung durch das Allgemeine Gleichbehandlungsgesetz (AGG) verbindlich vorgeschrieben worden. Nichtsdestotrotz weisen die Statistiken der PKV signifikante Unterschiede zwischen Männern und Frauen aus. Zur exemplarischen Veranschaulichung sind in Abbildung 4 die Geschlechtsunterschiede für Kopfschäden in Beihilfe-Tarif dargestellt. Man erkennt daran, dass der Graph im Ambulant-Tarifen für Männer deutlich steiler ist als für Frauen. Im Stationär-Tarif sind die pro-Kopf-Kosten für Männer durchweg höher als für Frauen, aber nicht steiler.

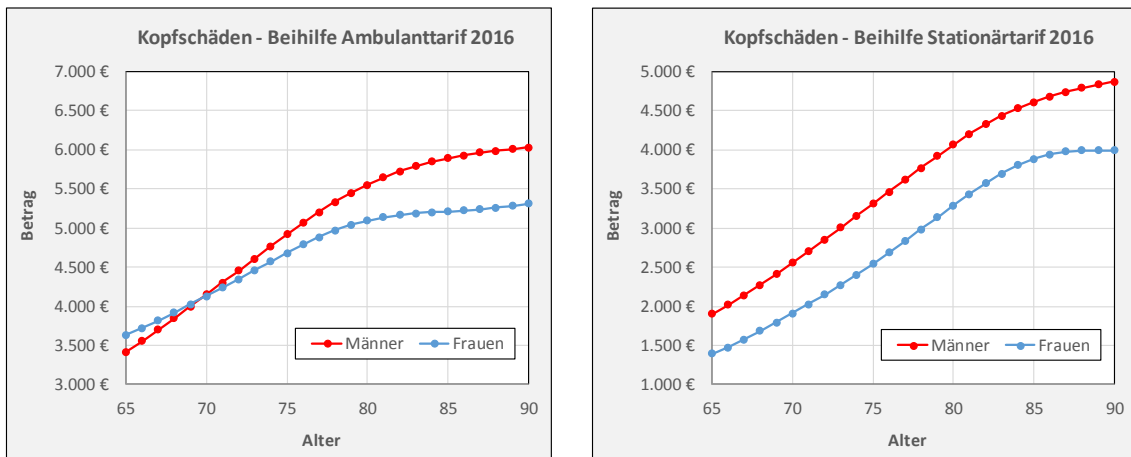


Abbildung 4a und 4b: Altersabhängige Kopfschäden $K_x(2016)$ für das Kalenderjahr 2016 im Beihilfe-Tarif getrennt nach Geschlecht (links ambulant, rechts stationär)

Im Vergleich der Leistungsarten fällt auf, dass die Ausgaben im ambulanten Bereich deutlich über den Kosten liegen, die pro Kopf im Krankenhaus, also im stationären Bereich, verursacht werden.

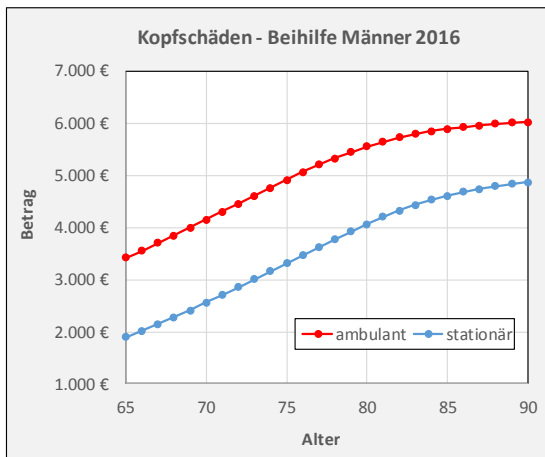


Abbildung 5: Altersabhängige Kopfschäden $K_x(2016)$ für das Kalenderjahr 2016 im Beihilfe-Tarif für Männer getrennt nach Leistungsart, ambulant und stationär.

Im Hinblick auf die Versichertengruppen kann festgehalten werden, dass das Profil für sonstige Versicherte etwas steiler ist als für Beihilfeversicherte. Hierzu beschränken wir uns wiederum auf männliche Versicherte.

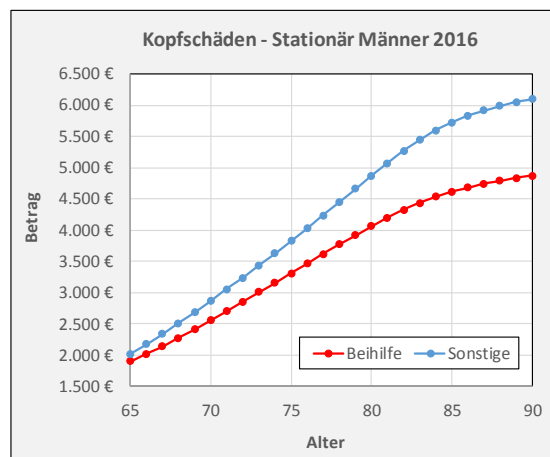
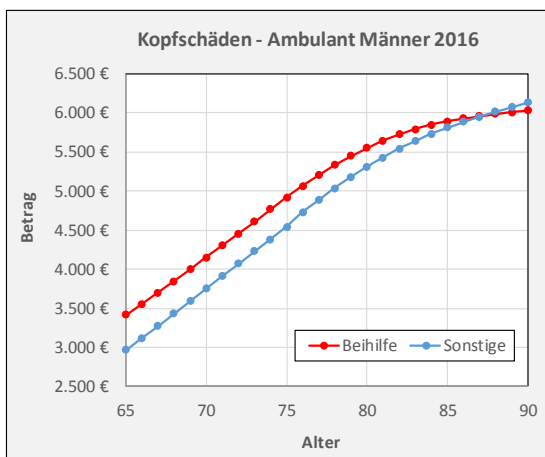


Abbildung 6a und 6b: Altersabhängige Kopfschäden $K_x(2016)$ für das Kalenderjahr 2016 im Ambulant-Tarif für Männer getrennt nach Versichertengruppe, Beihilfe und Sonstige (links ambulant, rechts stationär).

5.2 Zeitreihen

Die Analyse der Gesundheitsausgaben pro Kopf zeigt einen Anstieg im Verlauf der Zeit für alle Lebensalter, beide Tarifgruppen, beide Leistungsarten und beide Geschlechter. Die Veränderungen fallen je nach Risikomerkmahl unterschiedlich stark aus. Auffällig sind die Unterschiede zwischen den Leistungsarten.

5.2.1 Ambulante Leistungen

Bei der Analyse der von der BaFin bereitgestellten PKV-Daten ist ein Zeitreihenbruch zwischen den Kalenderjahren 2012 und 2013 zu beachten. Durch die Veränderung der statistischen Grundgesamtheit kam es im Jahr 2013 in einzelnen Wahrscheinlichkeitstafeln der PKV zu größeren Veränderungen als es eine stetige

Entwicklung erwarten ließ. Der Grund ist die in 2013 erstmalig durchgeführte zusätzliche Berücksichtigung der sogenannten Kompakttarife (siehe https://www.bafin.de/SharedDocs/Veroeffentlichungen/DE/Statistik/st_wahrscheinlichkeitstafeln_pkv_2013.html).

Im Beihilfetarif zeigt sich eine deutliche Abflachung etwa ab Alter 80 für das Kalenderjahr 2016 im Vergleich mit vorherigen Jahren,

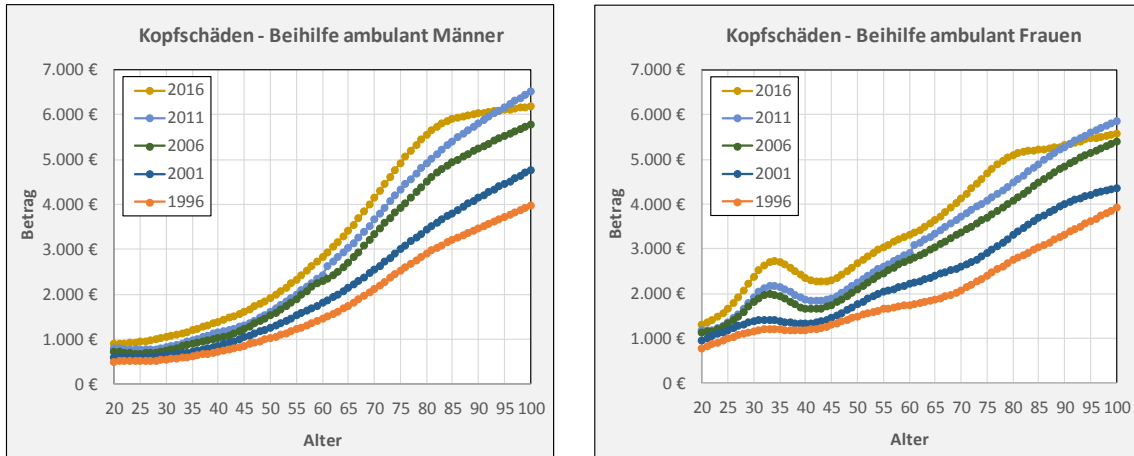


Abbildung 7a und 7b: Kopfschäden im Beihilfe-Ambulanttarif für verschiedene Kalenderjahre (links Männer, rechts Frauen)

Die pro-Kopf-Leistungen im ambulanten Bereich sind für sonstige Versicherte deutlich höher als für Beihilfeversicherte. Darüber hinaus zeigt sich für sonstige Versicherte eine Absenkung der Kopfschäden für das Kalenderjahr 2016 im Vergleich mit vorherigen Jahren.

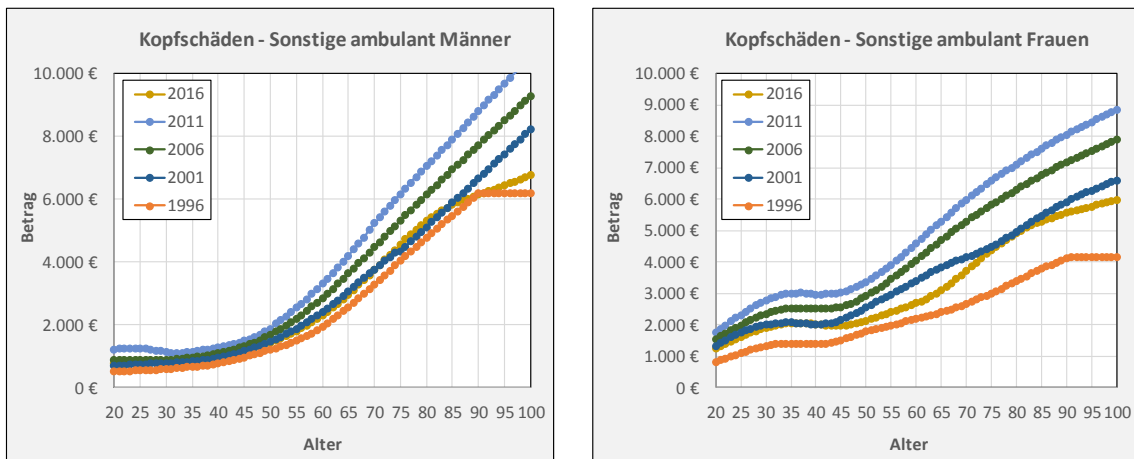


Abbildung 8a und 8b: Kopfschäden im Ambulanttarif der sonstigen Versicherten für verschiedene Kalenderjahre (links Männer, rechts Frauen)

Aufgrund der bekannten Probleme mit der Zeitreihe der Daten der BaFin konzentrieren wir uns im Folgenden auf die Kalenderjahre 2002-2011. Außerdem beschränken wir uns auf die Altersklasse 66-90. Im Beihilfetarif lag die jährliche Ausgabensteigerung zwischen 3,5% und 3,8% pro Jahr bei den Männern und zwischen 2,9% und 3,6% pro Jahr bei den Frauen.

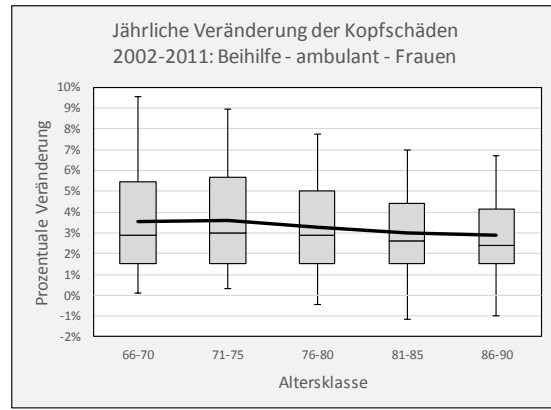
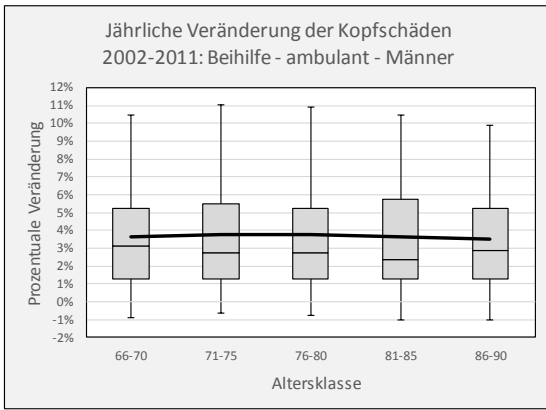


Abbildung 9a und 9b: Jährliche relative Veränderung der Kopfschäden im Ambulanttarif der Beihilfeversicherten im Zeitraum 2002-2011 für den Altersbereich 66-90 (links Männer, rechts Frauen)

Bei den sonstigen Versicherten sind jährliche Veränderungen zwischen 2,9% und 3,4% bei den Männern und zwischen 3,3% und 4,0% bei den Frauen zu beobachten.

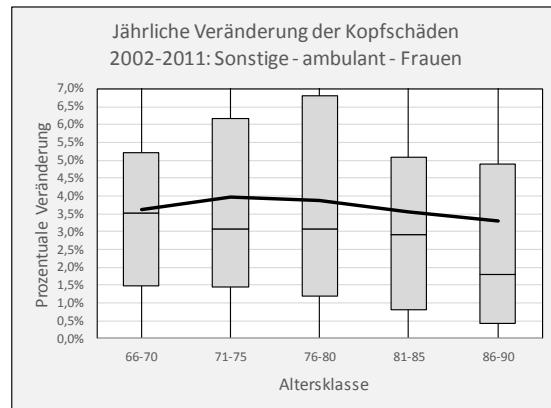
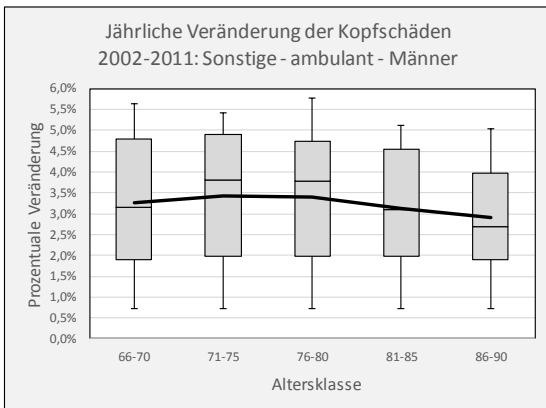


Abbildung 10a und 10b: Jährliche relative Veränderung der Kopfschäden im Ambulanttarif der sonstigen Versicherten im Zeitraum 2002-2011 für den Altersbereich 66-90 (links Männer, rechts Frauen)

Niehaus (2006) hatte anhand von Daten eines großen PKV-Unternehmens für den Zeitraum von 1995 bis 2004 nachgewiesen, dass die jährliche Steigerungsrate im ambulanten Bereich für die Altersklasse [65,90] zwischen vier und fünf Prozent lag. Niehaus schloss daraus, dass im ambulanten Bereich inflationsbereinigt eine monetäre Medikalisierung vorlag. Denn die Steigerung der Gesundheitsausgaben pro Kopf lag deutlich über der Inflationsrate.

Das Statistische Bundesamt veröffentlicht zahlreiche Statistiken zur Preisentwicklung in Deutschland. Der Verbraucherpreisindex legte im Zeitraum von 2002 bis 2011 im Durchschnitt um jährlich 1,6% zu. Die beobachteten Teuerungsraten in der PKV lagen somit für alle Kombinationen der Risikomerkmale in den Jahren 2002-2011 deutlich darüber. Insofern ist nach wie vor von einer monetären Medikalisierung im ambulanten Bereich für die Altersklasse [66,90] auszugehen.

5.2.3 Stationäre Leistungen

Bei den stationären Leistungen bezüglich Zweibettzimmer zeigt sich im Beihilfe-Tarif ebenfalls ein Anstieg der Kosten pro Kopf. Das oben genannte Datenproblem hatte keinen so deutlichen Effekt wie im ambulanten Sektor. Ab Alter 85 steigen die Kosten nicht mehr so stark wie im mittleren Alter. Die Kopfschäden für Männer sind im hohen Alter deutlich höher als für Frauen.

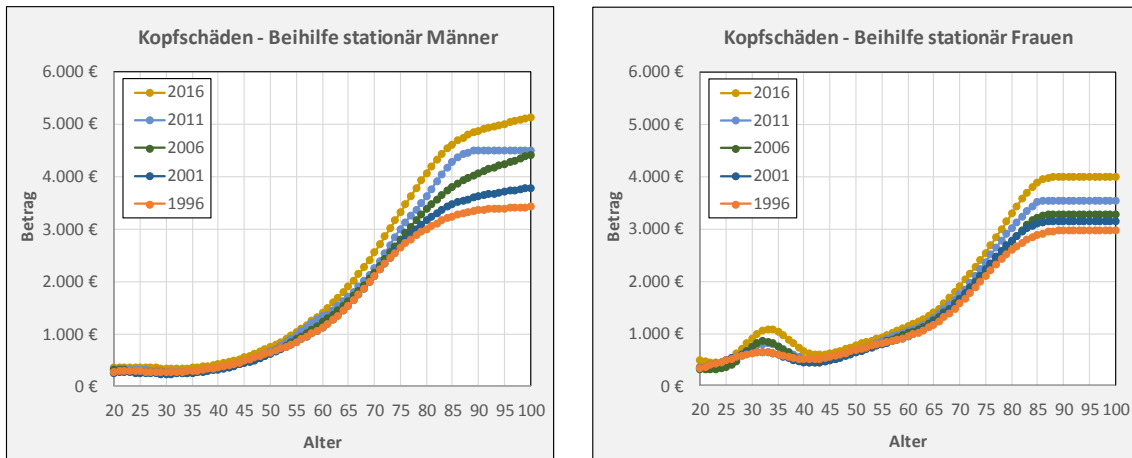


Abbildung 11a und 11b: Kopfschäden im Beihilfe-Stationärtarif (Zweibettzimmer) für verschiedene Kalenderjahre (links Männer, rechts Frauen)

Für sonstige Versicherte ist das Bild ähnlich. Aufgrund der höchsten Belegzahlen im Stationärtarif für sonstige Versicherte beschränken wir uns auf die Leistungsart Einbettzimmer. Die Kopfschäden für Frauen sind im hohen Alter deutlich geringer als für gleichaltrige Männer. Es fällt ebenfalls auf, dass die Graphen ab dem Kalenderjahr 2001 recht nah beieinanderliegen.

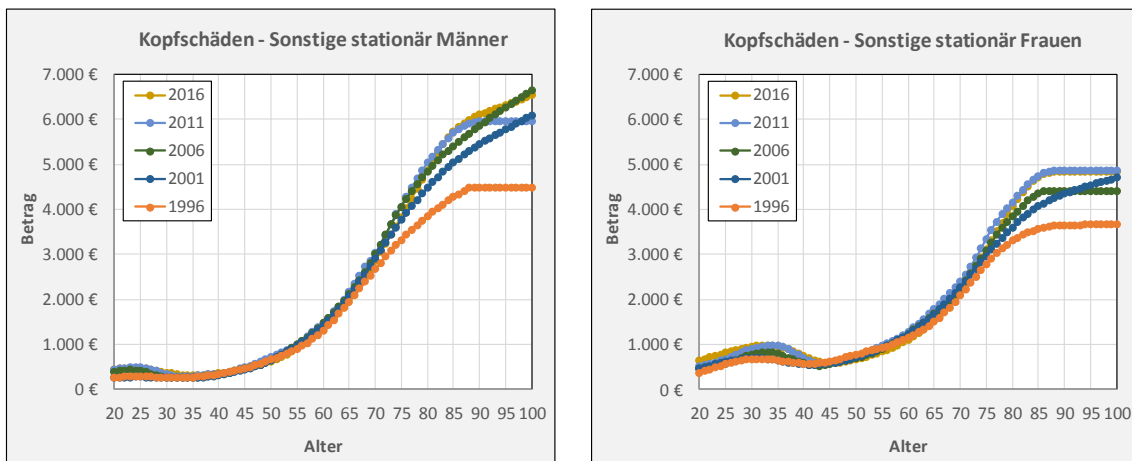


Abbildung 12a und 12b: Kopfschäden für sonstige Versicherte im Stationärtarif (Einbettzimmer) für verschiedene Kalenderjahre (links Männer, rechts Frauen)

Da der oben genannte Zeitreihenbruch im Jahr 2012/13 keine großen augenscheinlichen Effekte hatte, konzentrieren wir uns bei der Analyse der jährlichen Veränderungen auf die aktuellsten Daten aus den Jahren 2007 bis 2016 und den Altersbereich von 51 bis 100 Jahr. Die jährlichen Steigerungsraten lagen bei den Beihilfe-Versicherten sowohl für Männer als auch für Frauen im Intervall von 1,3% bis 2,0%.

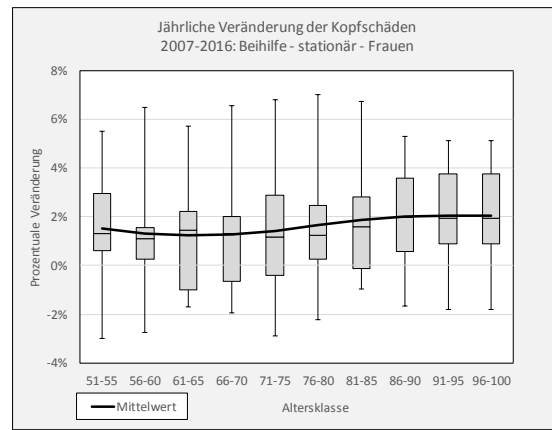
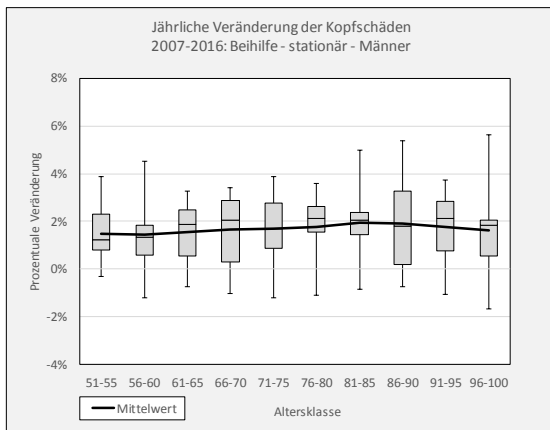


Abbildung 13a und 13b: Jährliche relative Veränderung der Kopfschäden im Beihilfe-Stationärtarif (Zweibettzimmer) im Zeitraum 2007-2016 für den Altersbereich 51-100 (links Männer, rechts Frauen)

Für sonstige Versicherte im Stationärtarif mit dem Merkmal Einbettzimmer sind die pro-Kopf-Kosten im Verlauf der Zeit für beide Geschlechter und über weite Altersbereiche gesunken. Die Durchschnittswerte lagen für Männer im Intervall $[-0,6\%; 0,6\%]$ und für Frauen im Intervall $[-1,0\%; 1,0\%]$.

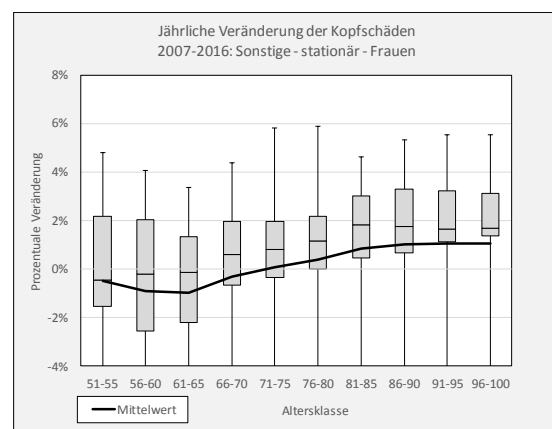
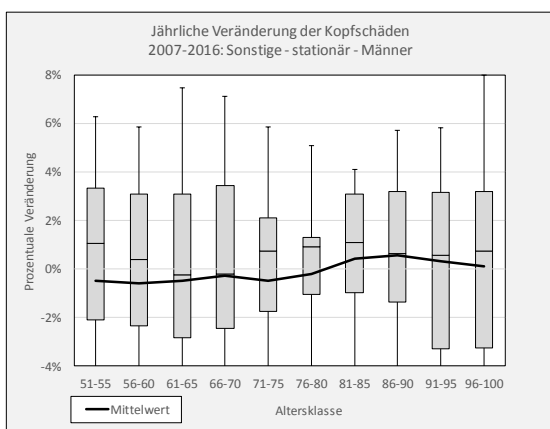


Abbildung 14a und 14b: Jährliche relative Veränderung der Kopfschäden im Stationärtarif für sonstige Versicherte (Einbettzimmer) der sonstigen Versicherten im Zeitraum 2007-2016 für den Altersbereich 51-100 (links Männer, rechts Frauen)

Niehaus (2006) hatte ebenfalls in weiten Teilen eine monetäre Kompression im stationären Sektor festgestellt. Allerdings waren die Steigerungsraten im Zeitraum 1995-2004 niemals negativ. Den geringen Anstieg der Kopfschäden begründete Niehaus durch Effizienzsteigerungen in Krankenhäusern. Damit einher gingen eine Verkürzung der Verweildauern, eine Verringerung der Bettenzahlen und eine Verschiebung von chirurgischen Eingriffen in den ambulanten Sektor.

5.3 Modalwerte

Wie bereits diskutiert, ist die Lebenserwartung in Deutschland in den letzten Jahrzehnten gestiegen: im Durchschnitt um etwa drei Lebensmonate pro Kalenderjahr. Mit diesem Anstieg geht die so genannte Quadratur der Überlebensfunktion einher (Ortmann 2017): Immer mehr Menschen überleben bis ins hohe Alter, um dann recht schnell zu sterben. Mit dem Anstieg der Lebenserwartung ist außerdem das modale Todesalter gestiegen. Dasjenige Lebensalter, in dem es in Bezug auf die jeweils zugrunde gelegte Periodensterbetafel die meisten Sterbefälle gab, hat sich erhöht. Für Männer stieg das modale Todesalter vom Alter 80 in 2000 auf das Alter 85 im Jahr 2015. Für Frauen stieg das modale Todesalter im selben Zeitraum von 85 auf 89.

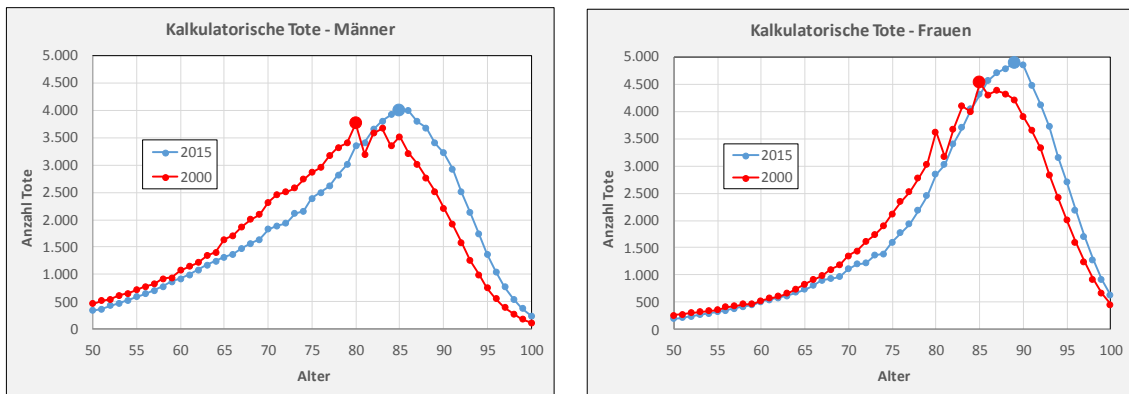


Abbildung 15a und 15b: Kalkulatorische Todesfälle anhand der jeweiligen Periodensterbetafel des Statistischen Bundesamtes (links Männer, rechts Frauen)

Diese Betrachtungen deuten darauf hin, dass es eine natürliche Altersgrenze für das menschliche Leben geben könnte. Mehr und mehr Menschen erreichen ihr maximales Lebensalter, um dann recht schnell zu sterben.

Die dargelegte Beobachtung für das modale Todesalter lässt sich analog auf die Analyse der Gesundheitskosten übertragen. Ausgehend von der kalkulatorischen Anzahl der Lebenden $l_x(t)$ im Alter x bezüglich der Sterbetafel aus dem Kalenderjahr t ziehen wir die zugehörigen Kopfschäden $K_x(t)$ hinzu. Die kalkulatorischen Gesundheitsausgaben gemäß einer zugrunde gelegten Periodensterbetafel sind dann definiert durch

$$GA_x(t) = l_x(t) \cdot K_x(t) \quad (2)$$

Diese Berechnungen werden getrennt nach Geschlecht, Leistungsart und Versichertengruppe durchgeführt. Für den ambulanten Bereich ist der oben diskutierte Zeitreihenbruch zu beachten. Wir konzentrieren uns deshalb auf den Stationärтарif der Beihilfe. Hier ist der Modalwert der Gesundheitsausgaben im Verlauf der Zeit gestiegen, unabhängig von der betrachteten Kombination der Risikofaktoren.

Konkret stieg der Modalwert für Männer vom Alter 73 im Jahr 1996 auf das Alter 77 im Jahr 2015. Für Frauen wurde im selben Zeitraum ein Anstieg vom Alter 78 auf 81 beobachtet.

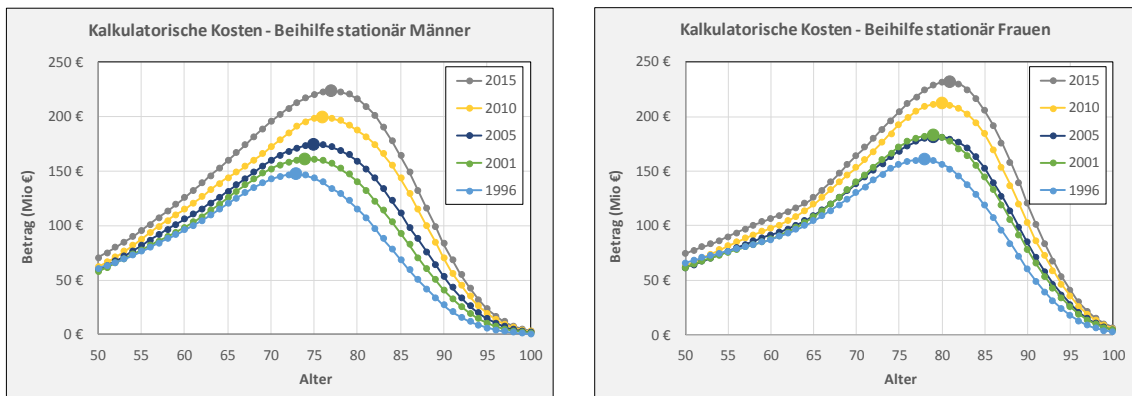


Abbildung 16a und 16b: Kalkulatorische Gesundheitskosten im Stationärtarif der Beihilfe anhand der jeweiligen Periodensterbetafel (links Männer, rechts Frauen)

Die Beobachtung der Verschiebung des modalen Gesundheitskostenalters hat große Ähnlichkeit mit der Entwicklung des modalen Todesalters. Der Modus verschiebt sich in ein höheres Lebensalter und das Maximum bildet sich im Lauf der Zeit immer stärker heraus.

Im Ergebnis lässt sich insbesondere festhalten, dass mit der Verschiebung des modalen Todesalters eine Verschiebung des modalen Gesundheitskostenalters einhergeht. Die kalkulatorischen Gesundheitskosten steigen in neuerer Zeit stärker an und fallen stärker ab als in der Vergangenheit. Diese Beobachtung ist analog zur Analyse der Anzahl der kalkulatorischen Toten der Periodensterbetafel. Im Vergleich mit dem Modus bezüglich der Todesfälle liegt der Modus der Gesundheitsausgaben jedoch bei einem deutlichen niedrigeren Lebensalter.

5.4 Profiltest

Siegel (2002) entwickelte einen statistischen Test für die Güte der Übereinstimmung von zwei Kopfschadenreihen. Derartige Untersuchungen sind in der PKV insbesondere im Hinblick auf Beitragsanpassungen von Bedeutung. Das Ziel ist es festzustellen, ob sich die beobachteten Kopfschäden von den rechnerisch angesetzt Kopfschäden rein zufällig unterscheiden, oder ob mit ausreichender Sicherheit auf eine signifikante Abweichung geschlossen werden kann. Wir übertragen den Signifikanztest nach Siegel, auch Profiltest genannt, auf den statistischen Vergleich von Kopfschadenreihen aus je zwei verschiedenen Kalenderjahren.

Die statistische Hypothese H bedeutet, dass die beobachteten Profile $k_x(t_1)$ und $k_x(t_2)$ für alle betrachteten Alter x übereinstimmen. Zu diesem Zweck ist es nach Siegel (2002) notwendig, das Kopfschadenprofil $k_x(t_2)$ zu normieren. Die profilnormierten Kopfschäden zum Zeitpunkt t_2 sind stochastisch unabhängig zu den Kopfschäden am Zeitpunkt t_1 . Dadurch wird der statistische Test nach Siegel möglich.

Wesentliche Voraussetzung für den Signifikanztest nach Siegel ist es ferner, die Streuung der Kopfschäden geeignet zu schätzen. Leider liegen in den vorliegenden BaFin-Daten keinerlei Informationen in dieser Hinsicht vor. Wir greifen deshalb auf die von Siegel zu diesem Zweck veröffentlichten Schätzwerte des Variationskoeffizienten $\hat{v}(x_0)$ zurück. Siegel schätzte den Variationskoeffizienten getrennt für verschiedene Tarife, Leistungsarten und beide Geschlechter anhand realer Daten.

Aus qualitativer Sicht lässt sich festhalten, dass der Siegel-Test sehr sensitiv auf augenscheinlich kleine Unterschiede reagiert. Der wesentliche Grund besteht darin, dass die Anzahl der versicherten Personen sehr groß ist. Die Ergebnisse sind in den folgenden Tabellen zusammengefasst. Der Vollständigkeit halber betrachten wir an dieser Stelle alle verfügbaren Daten.

Siegel (2002) wies konkret nach, dass die Teststatistik T asymptotisch χ^2 -verteilt ist. Wir betrachten die Signifikanzniveaus 0,10, 0,05 und 0,01. Die kritischen Werte für die Teststatistik sind dann 118, 124 beziehungsweise 136.

5.4.1 Ambulante Leistungen

Für den Ambulant-Tarif der Beihilfe sind die Kopfschadenprofile in aufeinanderfolgenden Jahren in 12 von 32 untersuchten Fällen signifikant verschieden. Die Veränderung des Grundkopfschadens ist dabei nicht berücksichtigt. So wurde beispielsweise von 2011 auf 2012 eine pauschale Anhebung der Kopfschäden um 8,2% bei den Männern und um 9,1% bei den Frauen verzeichnet. Die Altersabhängigkeit der Kopfschäden hingegen ist in 2011 und 2012 identisch, was durch das Testergebnis von $T=0$ deutlich wird. Durch den Siegel-Test wird außerdem der oben diskutierte Zeitreihenbruch zwischen den Jahren 2012 und 2013 deutlich erkennbar.

Kalenderjahr		Teststatistik T	
t_1	t_2	Männer	Frauen
2000	2001	33	14
2001	2002	60	62
2002	2003	59	44
2003	2004	17	616***
2004	2005	9	20
2005	2006	122*	188***
2006	2007	142***	312***
2007	2008	254***	403***
2008	2009	196***	39
2009	2010	113	138***
2010	2011	45	55
2011	2012	0	0
2012	2013	615***	1233***
2013	2014	174***	86
2014	2015	38	24
2015	2016	17	24

Tabelle 2: Ergebnisse des Signifikanztests nach Siegel im Beihilfe-Ambulant-Tarif bezüglich der Kopfschadenprofile in je zwei aufeinander folgenden Kalenderjahren

Für die sonstigen Versicherten im Ambulanttarif haben wir ebenfalls die Kopfschadenprofile in zwei aufeinander folgenden Jahren analysiert. Beim Wechsel 2011 nach 2012 gab es in diesem Tarif keine Veränderung, weder im Grundkopfschaden noch im Profil. Der Zeitreihenbruch durch die zusätzliche Berücksichtigung von Kompakttarifen in 2013 wird auch hier deutlich. Zusätzlich ist anzumerken, dass die nach Siegel (2002) verwendeten Schätzer der Variationskoeffizienten für sonstige Versicherte niedriger sind als für Versicherte im Beihilfetarif. Dadurch weist die Teststatistik T tendenziell höhere Werte aus.

Kalenderjahr		Teststatistik T	
t_1	t_2	Männer	Frauen
2000	2001	191***	24
2001	2002	46	26
2002	2003	20	86
2003	2004	60	15
2004	2005	23	16
2005	2006	71	51
2006	2007	70	488***
2007	2008	42	168***
2008	2009	75	38
2009	2010	99	65
2010	2011	0	16
2011	2012	0	0
2012	2013	1236***	1564***
2013	2014	139***	201***
2014	2015	138***	376***
2015	2016	109	153***

Tabelle 3: Ergebnisse des Signifikanztests nach Siegel im Ambulant-Tarif für sonstige Versicherte bezüglich der Kopfschadenprofile in je zwei aufeinander folgenden Kalenderjahren

5.4.2 Stationäre Leistungen

Gleichermaßen haben wir die Kopfschadenprofile im Stationär-Tarif getestet. In diesem Zusammenhang sei darauf verwiesen, dass die Schätzer für den Variationskoeffizienten gemäß Siegel (2002) deutlich höher sind. Dadurch ist der Test tendenziell robuster gegen Änderung in den altersabhängigen Profilen.

Da uns die Daten aus dem Jahr 2000 nicht zur Verfügung stehen, beginnt die Auswertung mit dem Kalenderjahr 2001. In 2012 wurden die Kopfschäden pauschal um 1,8% für

Männer und um 4,7% für Frauen angehoben. Die altersabhängigen Kopfschadenprofile änderten sich nicht. Folglich schlägt der Test nach Siegel nicht an.

Insgesamt fällt auf, dass es im Stationär-Tarif der Beihilfe nur wenige signifikante Profiländerungen gab, die jedoch jeweils recht prominent ausfielen. Der bekannte Zeitreihenbruch 2012/2013 fällt nicht so stark ins Gewicht wie diejenigen aus den Jahren 2004/2005 und 2009/2010. In den beiden zuletzt genannten Fällen, so wie auch in 2006/2007 bei den Frauen, wird das Testergebnis maßgeblich von den Profiländerungen für Kinder im Alter von 0 bis 10 Jahren beeinflusst.

Kalenderjahr		Teststatistik T	
t_1	t_2	Männer	Frauen
2001	2002	2	6
2002	2003	24	297***
2003	2004	56	27
2004	2005	299***	682***
2005	2006	39	68
2006	2007	41	678***
2007	2008	1	54
2008	2009	19	12
2009	2010	208***	576***
2010	2011	8	8
2011	2012	0	0
2012	2013	143***	354***
2013	2014	40	20
2014	2015	8	33
2015	2016	6	17

Tabelle 4: Ergebnisse des Signifikanztests nach Siegel im Stationär-Tarif für Versicherte mit Beihilfeberechtigung bezüglich der Kopfschadenprofile in je zwei aufeinander folgenden Kalenderjahren

Für sonstige Versicherte im Stationärtarif mit dem Merkmal Einbettzimmer fällt auf, dass sich die Kopfschadenprofile gerade zu Beginn des Jahrtausends oft und stark geändert haben. Eine klare Ursache ist nicht bekannt. Vermutlich spielen geringe Bestandszahlen und somit zufällige Schwankungen eine größere Rolle als bei anderen Tarifen.

Die Kopfschäden der Männer wurden in 2011 um pauschal 3,6% angehoben, die der Frauen wurden in 2012 um 11,3% gesenkt. Die altersabhängigen Profile wurden also jeweils nicht verändert. Deshalb nimmt die Teststatistik jeweils den Wert 0 an.

Kalenderjahr		Teststatistik T	
t_1	t_2	Männer	Frauen
2001	2002	10	6
2002	2003	750***	1629****
2003	2004	343***	14
2004	2005	379***	481***
2005	2006	511***	37
2006	2007	7	12
2007	2008	8	75
2008	2009	14	24
2009	2010	147***	186***
2010	2011	0	8
2011	2012	125**	0
2012	2013	59	763***
2013	2014	38	37
2014	2015	39	11
2015	2016	37	93

Tabelle 5: Ergebnisse des Signifikanztests nach Siegel im Stationär-Tarif mit Merkmal „Einbettzimmer“ für sonstige Versicherte bezüglich der Kopfschadenprofile in je zwei aufeinander folgenden Kalenderjahren

Im Grunde ist es nicht verwunderlich, dass im Verlauf der Zeit Veränderungen in der Altersabhängigkeit der Krankheitskosten auftreten. Zentral ist vielmehr die Frage, aufgrund welcher Umstände sich signifikante Unterschiede ergaben. Auf diesen Aspekt gehen wir in Abschnitt 6 ausführlich ein.

6 Dekomposition der Gesundheitskosten

6.1 Linearisierung

Aus der deskriptiven Analyse der Kopfschäden in der PKV wurde eine Altersabhängigkeit ersichtlich: Mit zunehmendem Alter steigen auch die Krankheitskosten pro Kopf. Denkbar ist, dass die Sterbekosten für den Anstieg der Krankheitskosten im Alter verantwortlich sind (siehe beispielsweise Zweifel, Felder und Meiers 1999, Seshamani und Gray 2004 sowie Niehaus 2006). Denn unter jungen Menschen gibt es wenig Sterbefälle. In höherem Alter gibt es mehr Sterbefälle, die die Gesundheitskosten für alle Gleichaltrigen durch hohe Sterbekosten in die Höhe ziehen. Insofern ist es in der Wissenschaft strittig, in wie fern das erreichte Lebensalter beziehungsweise die Nähe zum Tod die Höhe der Kopfschäden in der PKV erklären können.

Es ist unmittelbar einleuchtend, dass das erreichte Lebensalter mit der restlichen Lebenserwartung stark negativ korreliert ist. Die Sterbewahrscheinlichkeit ist stark positiv mit dem erreichten Lebensalter korreliert. Aus dieser Überlegung ergeben sich grundsätzlich drei verschiedene Ansätze zur Modellierung der Kopfschäden in einem gegebenem Kalenderjahr t :

- (a) $\hat{K}_x(t) = \hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t) \cdot x$
- (b) $\hat{K}_x(t) = \hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t) \cdot e_x(t)$
- (c) $\hat{K}_x(t) = \hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t) \cdot {}_k q_x(t)$ für $k = 1, \dots, 10$

In allen Ansätzen lässt sich ein aussagekräftiges Lineares Modell etablieren. Wir konzentrieren uns im Folgenden wieder auf Senioren. Unser Untersuchungen haben gezeigt, dass Bestimmtheitsmaß R^2 für das Modell (c) mit $k = 10$ am besten angepasst ist. Dabei kann der Regressionsparameter $\hat{\alpha}(t)$ als Krankheitskosten interpretiert werden, die unabhängig vom Alter für jede Person in gleicher Höhe anfallen. Der Term $\hat{\beta}(t) \cdot {}_k q_x(t)$ stellt die Sterbekosten dar, die von der Todesfallwahrscheinlichkeit abhängen.

Der Ansatz (c) geht davon aus, dass die Sterbekosten weit vor dem Tod die Höhe der Krankheitskosten erklären können. Diese Erkenntnis wird durch Seshamani und Gray (2004) sowie Niehaus (2006) gestützt. Wegen der Komplementarität ${}_k p_x + {}_k q_x = 1$ ist Modell (c) für $k = 10$ äquivalent zu

$$\hat{K}_x(t) = \hat{\alpha}(t) \cdot {}_{10} p_x + (\hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t)) \cdot {}_{10} q_x(t) \quad (3)$$

Demnach ergibt sich die Höhe der Kopfschäden einerseits durch die Sterbekosten $(\hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t)) \cdot {}_{10} q_x(t)$, die von Wahrscheinlichkeit abhängen, in den nächsten zehn Jahren zu sterben. Hinzu kommen andererseits die Kosten zur Erhaltung der Gesundheit, die so genannten Erhaltungskosten, $\hat{\alpha}(t) \cdot {}_{10} p_x(t)$, die von der Wahrscheinlichkeit abhängen, die nächsten zehn Jahre zu überleben.

Nachfolgend werden die Modellierungsergebnisse berichtet. Außerdem untersuchen wir mit dem Siegel-Test die Hypothese, dass die rohen Kopfschäden $K_x(t)$ und die nach dem linearen Regressionsmodell geschätzten Kopfschäden $\hat{K}_x(t)$ identisch sind.

6.1.1 Ambulante Leistungen

Für die ambulanten Leistungen für Männer betrachten wir das Intervall der zehnjährigen Sterbewahrscheinlichkeit von 0,3 bis 0,95. Im Kalenderjahr 1996 entspricht diese Festsetzung dem Altersbereich [65;87]. Im Kalenderjahr 2015 ist der Altersbereich [70;88] betroffen. Das Bestimmtheitsmaß liegt bis einschließlich 2012 immer über 0,99. Im Jahr 2013 ist der bereits diskutierte Zeitreihenbruch zu beachten. In keinem Kalenderjahr bis 2014 kann die Hypothese der Gleichheit der Kopfschadenprofile zum Signifikanzniveau 0,01 verworfen werden.

t	$\hat{\alpha}(t)$	$\hat{\beta}(t)$	$\hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t)$	R^2	T
1996	1.077,23 €	2.346,88 €	3.424,12 €	0,9972	9,7
1997	1.153,04 €	2.391,31 €	3.544,35 €	0,9967	9,2
1998	-	-	-	-	-
1999	1.425,33 €	2.456,13 €	3.881,45 €	0,9972	6,6
2000	1.585,79 €	2.394,13 €	3.979,92 €	0,9971	4,8
2001	1.569,34 €	2.532,66 €	4.102,01 €	0,9963	7,2
2002	1.772,54 €	2.748,27 €	4.520,81 €	0,9940	11,7
2003	1.890,29 €	2.959,21 €	4.849,50 €	0,9924	14,8
2004	1.983,37 €	2.858,92 €	4.842,30 €	0,9913	13,8
2005	2.119,06 €	2.965,05 €	5.084,11 €	0,9917	13,6
2006	2.329,70 €	3.035,02 €	5.364,72 €	0,9937	8,1
2007	2.443,19 €	3.073,35 €	5.516,54 €	0,9923	9,5
2008	2.511,88 €	3.089,68 €	5.601,56 €	0,9927	9,0
2009	2.608,83 €	3.115,47 €	5.724,31 €	0,9926	9,2
2010	2.713,19 €	3.076,14 €	5.789,33 €	0,9940	5,8
2011	2.794,13 €	3.087,98 €	5.882,10 €	0,9935	6,8
2012	3.056,39 €	3.294,90 €	6.351,29 €	0,9942	6,1
2013	3.139,42 €	2.783,95 €	5.923,37 €	0,9676	22,7
2014	3.366,84 €	2.742,57 €	6.109,41 €	0,9586	24,6
2015	3.328,10 €	3.027,16 €	6.355,26 €	0,9596	30,2**

Tabelle 6: Ergebnisse des Linearen Regression für ambulante Leistungen im Beihilfe-Tarif für Männer

Bezüglich des Geschlechtsmerkmals weiblich wurden analoge Berechnungen durchgeführt. Das Auswertungsintervall für die zehnjährige Sterbewahrscheinlichkeit haben wir auf $[0,2;0,95]$ determiniert. Für das Kalenderjahr 1996 ist das zugehörige Altersintervall $[67;89]$, für 2015 ist es $[71;90]$.

Ab dem Kalenderjahr 2013 muss die Hypothese über die Gleichheit der Kopfschadenprofile im Beihilfe-Tarif für Frauen zum Niveau 0,10 verworfen werden.

t	$\hat{\alpha}(t)$	$\hat{\beta}(t)$	$\hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t)$	R^2	T
1996	1.618,08 €	1.700,39 €	3.318,46 €	0,9965	7,3
1997	1.683,79 €	1.734,47 €	3.418,26 €	0,9958	7,6
1998	-	-	-	-	-
1999	2.013,84 €	1.770,72 €	3.784,57 €	0,9984	1,6
2000	2.078,59 €	1.890,46 €	3.969,05 €	0,9980	2,0
2001	2.147,15 €	1.886,71 €	4.033,86 €	0,9990	0,9
2002	2.402,32 €	1.861,20 €	4.263,52 €	0,9988	0,9
2003	2.586,95 €	1.834,65 €	4.421,60 €	0,9981	1,4
2004	2.651,35 €	1.757,65 €	4.409,00 €	0,9966	2,2
2005	2.816,76 €	1.746,22 €	4.562,98 €	0,9954	2,8
2006	2.993,04 €	1.862,16 €	4.855,20 €	0,9958	2,7
2007	3.147,19 €	1.831,50 €	4.978,69 €	0,9958	2,7
2008	3.186,31 €	1.824,11 €	5.010,42 €	0,9953	3,1
2009	3.242,87 €	1.843,40 €	5.086,27 €	0,9952	3,1
2010	3.341,21 €	1.867,31 €	5.208,52 €	0,9957	2,3
2011	3.412,91 €	1.895,26 €	5.308,17 €	0,9961	2,2
2012	3.734,94 €	2.043,57 €	5.778,51 €	0,9957	2,3
2013	3.828,69 €	1.403,04 €	5.231,73 €	0,8892	42,3****
2014	3.970,07 €	1.435,21 €	5.405,28 €	0,8755	46,8****
2015	4.054,43 €	1.481,90 €	5.536,32 €	0,8852	44,4****

Tabelle 6: Ergebnisse des Linearen Regression für ambulante Leistungen im Beihilfe-Tarif für Frauen

Exemplarisch für das Kalenderjahr 2011 ist die Lineare Regression grafisch dargestellt.

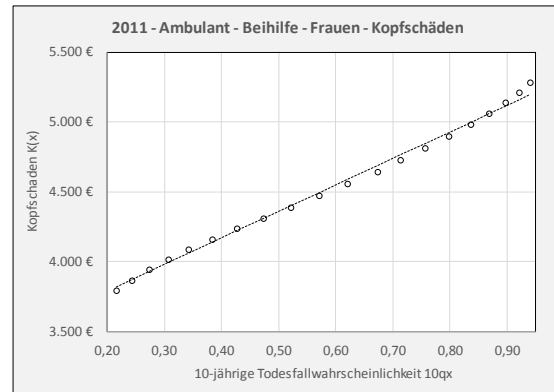
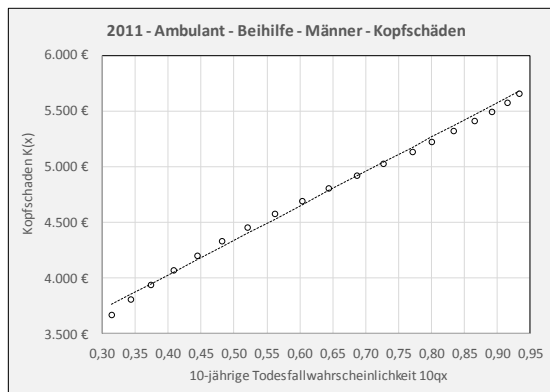


Abbildung 17a und 17b: Rohe und ausgeglichene Kopfschäden für ambulante Leistungen im Beihilfe-Tarif für das Kalenderjahr 2011 (links Männer, rechts Frauen)

Für sonstige Versicherte im Ambulant-Tarif betrachten wir dieselben Auswertungsintervalle wie im Beihilfe-Tarif, also für Männer liegen die zehnjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten in $[0,3;0,95]$ und für Frauen in $[0,2;0,95]$. Die Anpassungsergebnisse sind durchweg sehr gut, was durch das Bestimmtheitsmaß und die Teststatistik belegt ist. Der Zeitreihenbruch im Jahr 2013 zeigt sich hier insbesondere in den Regressionskoeffizienten.

t	$\hat{\alpha}(t)$	$\hat{\beta}(t)$	$\hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t)$	R^2	T
1996	1.261,11 €	4.537,52 €	5.798,63 €	0,9965	5,5
1997	1.372,00 €	3.838,60 €	5.210,60 €	0,9959	4,8
1998	2.024,35 €	4.067,33 €	6.091,68 €	0,9870	11,3
1999	1.732,87 €	3.784,46 €	5.517,32 €	0,9930	5,0
2000	2.205,62 €	3.965,07 €	6.170,69 €	0,9856	10,1
2001	2.144,10 €	4.085,27 €	6.229,37 €	0,9922	4,1
2002	2.135,40 €	4.444,51 €	6.579,91 €	0,9967	2,3
2003	2.289,91 €	4.609,10 €	6.899,01 €	0,9967	2,3
2004	2.429,66 €	4.695,48 €	7.125,14 €	0,9968	1,7
2005	2.687,88 €	4.631,48 €	7.319,36 €	0,9957	2,5
2006	2.878,87 €	4.651,27 €	7.530,15 €	0,9965	1,5
2007	3.198,20 €	4.527,21 €	7.725,41 €	0,9950	1,9
2008	3.354,03 €	4.631,74 €	7.985,77 €	0,9952	1,8
2009	3.577,05 €	4.787,93 €	8.364,99 €	0,9949	1,9
2010	3.701,07 €	4.727,54 €	8.428,61 €	0,9958	1,1
2011	3.809,62 €	4.794,23 €	8.603,84 €	0,9951	1,3
2012	3.859,66 €	4.718,91 €	8.578,57 €	0,9949	1,3
2013	2.745,73 €	4.050,86 €	6.796,59 €	0,9940	2,5
2014	2.835,86 €	4.042,67 €	6.878,53 €	0,9939	2,1
2015	2.655,29 €	3.573,04 €	6.228,33 €	0,9844	5,4

Tabelle 7: Ergebnisse des Linearen Regression für ambulante Leistungen im Tarif für männliche sonstige Versicherte

Im Vergleich der Versichertengruppen zeigt sich, dass die Regressionskoeffizienten in der Beihilfe deutlich geringer sind. Für weibliche sonstige Versicherte im Ambulant-Tarif sind die Anpassungsergebnisse ebenfalls sehr gut. Die Hypothese über die Gleichheit des rohen und des linear ausgeglichenen Kopfschadenprofils kann zum Niveau 0,01 in keinem Kalenderjahr verworfen werden.

t	$\hat{\alpha}(t)$	$\hat{\beta}(t)$	$\hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t)$	R^2	T
1996	2.128,23 €	1.943,44 €	4.071,68 €	0,9975	1,0
1997	2.274,54 €	1.767,28 €	4.041,81 €	0,9882	4,0
1998	2.942,00 €	2.261,00 €	5.203,00 €	0,9877	4,1
1999	3.308,54 €	1.872,30 €	5.180,85 €	0,9928	1,5
2000	3.342,45 €	2.309,50 €	5.651,96 €	0,9952	0,9
2001	3.567,57 €	2.324,46 €	5.892,03 €	0,9956	0,8
2002	3.738,91 €	2.123,83 €	5.862,74 €	0,9933	0,9
2003	3.870,25 €	2.580,42 €	6.450,67 €	0,9925	1,3
2004	3.797,09 €	2.602,71 €	6.399,81 €	0,9927	1,2
2005	4.277,90 €	2.878,82 €	7.156,72 €	0,9920	1,3
2006	4.881,19 €	2.381,32 €	7.262,51 €	0,9927	1,1
2007	5.101,74 €	2.389,77 €	7.491,51 €	0,9898	1,4
2008	5.240,17 €	2.416,59 €	7.656,76 €	0,9895	1,5
2009	5.538,43 €	2.537,50 €	8.075,93 €	0,9898	1,4
2010	5.574,77 €	2.468,19 €	8.042,96 €	0,9923	0,9
2011	5.665,16 €	2.494,27 €	8.159,43 €	0,9911	1,0
2012	5.677,64 €	2.464,93 €	8.142,57 €	0,9913	1,0
2013	3.727,33 €	2.512,23 €	6.239,57 €	0,9773	5,5
2014	3.695,11 €	2.652,18 €	6.347,29 €	0,9722	7,4
2015	3.153,13 €	2.276,26 €	5.429,40 €	0,9608	10,6

Tabelle 8: Ergebnisse des Linearen Regression für ambulante Leistungen im Tarif für weibliche sonstige Versicherte

Exemplarisch für das Kalenderjahr 2011 ist die Lineare Regression grafisch dargestellt.

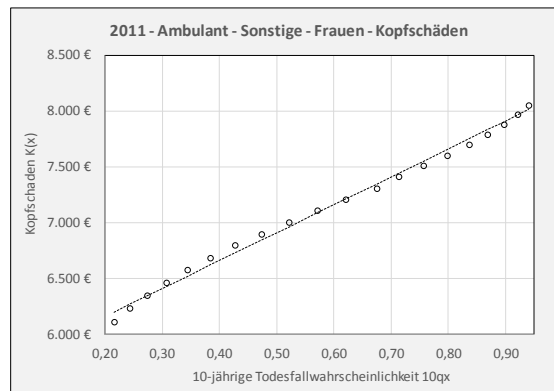
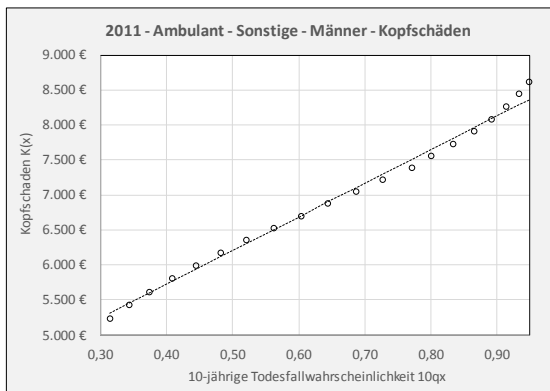


Abbildung 17a und 17b: Rohe und ausgeglichene Kopfschäden für ambulante Leistungen für sonstige Versicherte für das Kalenderjahr 2011 (links Männer, rechts Frauen)

6.1.2 Stationäre Leistungen

Im Hinblick auf stationäre Leistungen für Männer betrachten wir, wie gehabt, das Intervall [0,3;0,95] bezüglich der zehnjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten. Im Kalenderjahr 1996 entspricht diese Festsetzung dem Altersbereich [65;87]. Im Kalenderjahr 2015 ist der Altersbereich [70;88] betroffen. Für Frauen betrachten wir das Intervall [0,15;0,85]. Im Jahr 1996 korrespondiert dazu das Altersintervall [63;83], im Jahr 2015 das Intervall [68;86].

Im Beihilfe –Tarif der Männer ist die Anpassungsgüte insbesondere in den letzten zehn Jahren sehr gut.

t	$\hat{\alpha}(t)$	$\hat{\beta}(t)$	$\hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t)$	R^2	T
1996	832,78 €	2.800,82 €	3.633,60 €	0,9709	12,8
1997	881,08 €	2.986,36 €	3.867,44 €	0,9759	8,5
1998	-	-	-	-	-
1999	866,28 €	2.945,84 €	3.812,12 €	0,9806	7,1
2000	-	-	-	-	-
2001	989,58 €	2.915,71 €	3.905,29 €	0,9780	6,8
2002	944,64 €	3.072,51 €	4.017,14 €	0,9826	5,7
2003	895,77 €	3.148,62 €	4.044,39 €	0,9855	5,0
2004	1.017,62 €	3.160,43 €	4.178,05 €	0,9861	3,9
2005	1.033,71 €	3.155,81 €	4.189,51 €	0,9909	2,7
2006	1.147,19 €	3.113,10 €	4.260,29 €	0,9904	2,1
2007	1.154,48 €	3.262,56 €	4.417,04 €	0,9922	1,8
2008	1.154,93 €	3.216,41 €	4.371,34 €	0,9935	1,5
2009	1.123,24 €	3.369,86 €	4.493,10 €	0,9947	1,5
2010	1.176,07 €	3.556,47 €	4.732,54 €	0,9948	1,3
2011	1.240,72 €	3.513,72 €	4.754,44 €	0,9943	1,5
2012	1.297,75 €	3.527,74 €	4.825,49 €	0,9949	1,4
2013	1.372,86 €	3.488,37 €	4.861,22 €	0,9952	0,9
2014	1.603,89 €	3.366,58 €	4.970,47 €	0,9910	1,4
2015	1.588,77 €	3.483,92 €	5.072,69 €	0,9925	1,5

Tabelle 9: Ergebnisse des Linearen Regression für stationäre Leistungen im Beihilfe-Tarif der Männer

Im Hinblick auf die weiblichen Beihilfe-Versicherten im Stationär-Tarif ist die Anpassungsgüte nicht ganz so gut wie für die Männer, was sowohl durch das Bestimmtheitsmaß als auch die Teststatistik belegt wird.

t	$\hat{\alpha}(t)$	$\hat{\beta}(t)$	$\hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t)$	R^2	T
1996	697,72 €	2.716,08 €	3.413,79 €	0,9922	6,0
1997	722,45 €	2.902,10 €	3.624,55 €	0,9914	7,3
1998	-	-	-	-	-
1999	727,30 €	3.040,44 €	3.767,74 €	0,9844	13,8
2000	-	-	-	-	-
2001	745,05 €	3.096,24 €	3.841,29 €	0,9848	14,5
2002	811,34 €	3.020,39 €	3.831,74 €	0,9860	14,2
2003	790,28 €	3.006,22 €	3.796,50 €	0,9878	13,9
2004	806,70 €	2.999,25 €	3.805,95 €	0,9868	15,1
2005	879,81 €	2.833,09 €	3.712,90 €	0,9897	9,8
2006	943,55 €	2.915,69 €	3.859,24 €	0,9875	12,8
2007	973,25 €	2.967,88 €	3.941,14 €	0,9861	14,0
2008	932,66 €	3.094,15 €	4.026,81 €	0,9876	12,8
2009	927,85 €	3.057,45 €	3.985,30 €	0,9890	10,1
2010	1.072,77 €	3.214,58 €	4.287,35 €	0,9832	13,2
2011	1.066,94 €	3.217,18 €	4.284,12 €	0,9858	10,7
2012	1.151,46 €	3.321,91 €	4.473,37 €	0,9829	13,6
2013	1.162,58 €	3.237,18 €	4.399,76 €	0,9874	7,6
2014	1.186,46 €	3.304,01 €	4.490,47 €	0,9879	7,6
2015	1.254,08 €	3.319,59 €	4.573,67 €	0,9866	9,8

Tabelle 10: Ergebnisse des Linearen Regression für stationäre Leistungen im Beihilfe-Tarif der Frauen

Exemplarisch für das Kalenderjahr 2011 sind die rohen und die ausgeglichenen Kopfschäden im Beihilfe-Stationär-Tarif dargestellt.

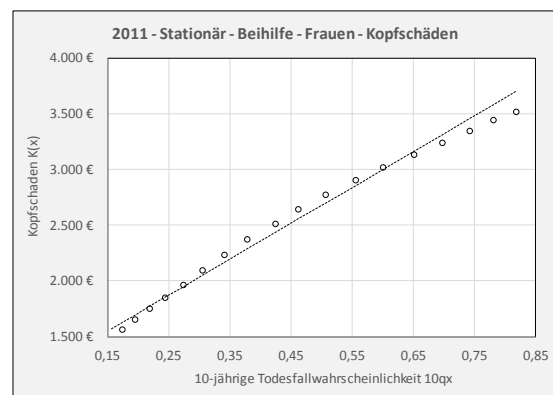
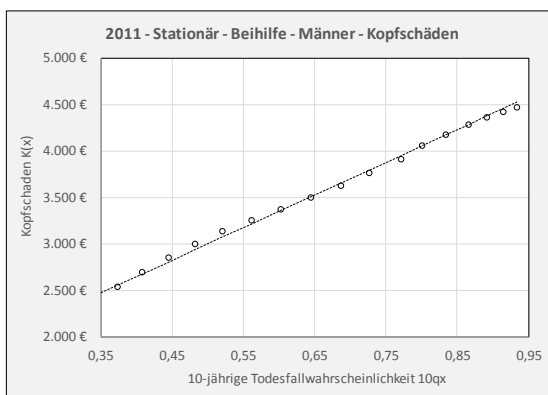


Abbildung 18a und 18b: Rohe und ausgeglichene Kopfschäden für stationäre Leistungen im Beihilfe-Tarif für das Kalenderjahr 2011 (links Männer, rechts Frauen)

Für männliche sonstige Versicherte im Stationär-Tarif mit dem Merkmal Einbettzimmer sind insbesondere die Parameterwerte der zweiten Regressionskoeffizienten deutlich höher als im Beihilfetarif mit Merkmal Zweibettzimmer.

t	$\hat{\alpha}(t)$	$\hat{\beta}(t)$	$\hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t)$	R^2	T
1996	960,37 €	3.755,14 €	4.715,50 €	0,9828	4,8
1997	1.131,53 €	3.721,99 €	4.853,52 €	0,9745	4,9
1998	-	-	-	-	-
1999	995,37 €	4.299,93 €	5.295,29 €	0,9896	2,6
2000	-	-	-	-	-
2001	1.145,43 €	4.539,81 €	5.685,25 €	0,9852	3,0
2002	1.083,43 €	4.354,59 €	5.438,02 €	0,9881	2,6
2003	994,22 €	4.176,29 €	5.170,51 €	0,9896	2,3
2004	1.223,31 €	4.551,16 €	5.774,47 €	0,9883	2,2
2005	1.204,60 €	4.715,19 €	5.919,78 €	0,9918	1,6
2006	1.488,93 €	4.710,29 €	6.199,22 €	0,9737	3,4
2007	1.576,32 €	4.792,35 €	6.368,67 €	0,9944	0,7
2008	1.604,61 €	4.715,11 €	6.319,72 €	0,9845	1,8
2009	1.581,28 €	4.580,39 €	6.161,67 €	0,9878	1,5
2010	1.520,83 €	4.718,55 €	6.239,37 €	0,9868	1,3
2011	1.670,35 €	4.811,63 €	6.481,97 €	0,9846	1,6
2012	1.175,47 €	4.895,20 €	6.070,67 €	0,9958	0,5
2013	1.335,23 €	4.966,11 €	6.301,34 €	0,9951	0,6
2014	1.559,31 €	4.858,32 €	6.417,64 €	0,9939	0,5
2015	1.431,81 €	4.912,14 €	6.343,96 €	0,9964	0,5

Tabelle 11: Ergebnisse des Linearen Regression für stationäre Leistungen für männliche sonstige Versicherte

Für weibliche sonstige Versicherte im Stationär-Tarif ergibt sich folgende Zusammenstellung der Ergebnisse der Linearen Regression. Bei beiden Geschlechtern fällt auf, dass es zwischen 2011 und 2012 einen auffälligen Sprung in den Werten der Regressionskoeffizienten gibt.

t	$\hat{\alpha}(t)$	$\hat{\beta}(t)$	$\hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t)$	R^2	T
1996	918,95 €	3.513,72 €	4.432,67 €	0,9746	4,1
1997	1.001,38 €	3.435,07 €	4.436,45 €	0,9687	5,0
1998	-	-	-	-	-
1999	1.140,70 €	3.483,13 €	4.623,83 €	0,9776	3,2
2000	-	-	-	-	-
2001	1.143,35 €	3.797,12 €	4.940,47 €	0,9778	3,6
2002	1.144,46 €	3.788,40 €	4.932,86 €	0,9791	4,3
2003	1.080,31 €	3.323,54 €	4.403,85 €	0,9748	5,5
2004	1.200,86 €	3.549,66 €	4.750,52 €	0,9746	5,5
2005	1.151,86 €	4.201,90 €	5.353,76 €	0,9833	3,0
2006	1.234,25 €	4.181,39 €	5.415,64 €	0,9748	4,5
2007	1.306,34 €	4.214,97 €	5.521,31 €	0,9719	5,0
2008	1.370,64 €	4.084,48 €	5.455,12 €	0,9696	5,6
2009	1.413,62 €	4.165,29 €	5.578,91 €	0,9667	5,8
2010	1.468,42 €	4.324,73 €	5.793,15 €	0,9670	5,0
2011	1.485,69 €	4.434,67 €	5.920,35 €	0,9698	4,3
2012	1.361,17 €	3.862,21 €	5.223,38 €	0,9665	5,2
2013	1.386,55 €	4.005,90 €	5.392,45 €	0,9795	3,1
2014	1.317,84 €	4.246,92 €	5.564,76 €	0,9855	2,2
2015	1.315,89 €	4.204,13 €	5.520,01 €	0,9832	3,0

Tabelle 12: Ergebnisse des Linearen Regression für stationäre Leistungen für weibliche sonstige Versicherte

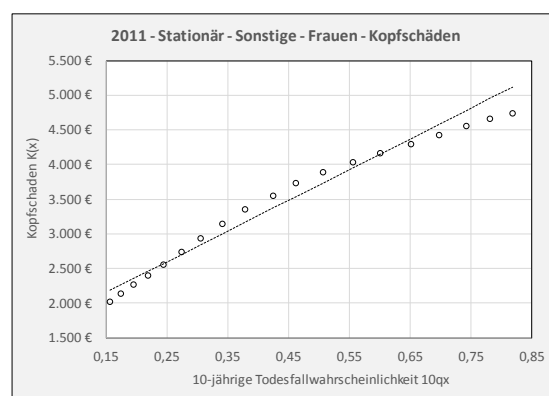
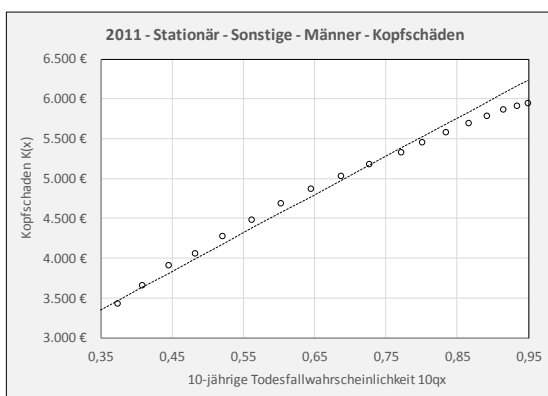


Abbildung 19a und 19b: Rohe und ausgeglichene Kopfschäden für stationäre Leistungen der sonstigen Versicherten für das Kalenderjahr 2011 (links Männer, rechts Frauen)

6.2 Steilheit

In der Wissenschaft wird intensiv diskutiert, ob Kopfschadenreihen im Lauf der Zeit steiler werden. Buchner und Wasem (2006) definierten Steilheit über die Analyse der Kopfschäden in den Dimensionen erreichtes Lebensalter und Kalenderjahr. Ein Kopfschadenprofil wird steiler, wenn zwischen zwei gegebenen Kalenderjahren die Krankheitskosten pro Kopf für die Älteren relativ stärker ansteigen als für die Jüngeren. Felder und Werblow (2010) hingegen definierten Steilheit durch die gemischte partielle Ableitung der Kopfschäden nach Alter und Kalenderjahr. An diesen Ansatz knüpfen wir in unserer Studie an.

Wir betrachten die Kopfschäden in Abhängigkeit der zehnjährigen Todesfallwahrscheinlichkeit und des Kalenderjahres. Anhand der Linearisierung wird die Steigung der Kopfschäden bei Änderung der Sterbewahrscheinlichkeit deutlich. Die Änderung dieser Steigung in der Zeit gibt Auskunft, ob die Profile steiler oder flacher werden.

6.2.1 Ambulante Leistungen

Im Beihilfe-Tarif für ambulante Leistungen der Männer ist der zweite Regressionskoeffizient $\hat{\beta}(t)$ von 1996 bis 2011 um insgesamt 32% gestiegen. Bei den Frauen ist ein kleinerer Anstieg um insgesamt 11% zu verzeichnen. Beide Kopfschadenprofile wurden demnach steiler.

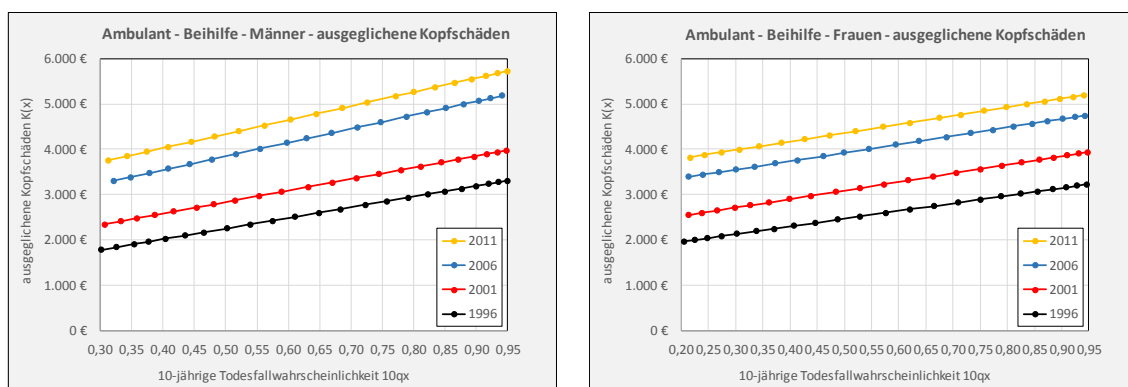


Abbildung 20a und 20b: Ausgegliche Kopfschäden für ambulante Leistungen im Beihilfe-Tarif für ausgewählte Kalenderjahre (links Männer, rechts Frauen)

Für sonstige Versicherte sind die Kopfschadenprofile für ambulante Leistungen im Verlauf der Zeit ebenfalls steiler geworden. Bei den Männern ist der zweite Regressionskoeffizient $\hat{\beta}(t)$ von 1996 bis 2011 um 6% gestiegen. Bei den Frauen ist ein größerer Anstieg um 28% zu erkennen.

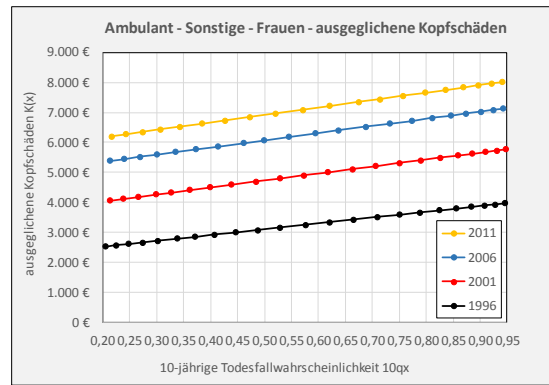
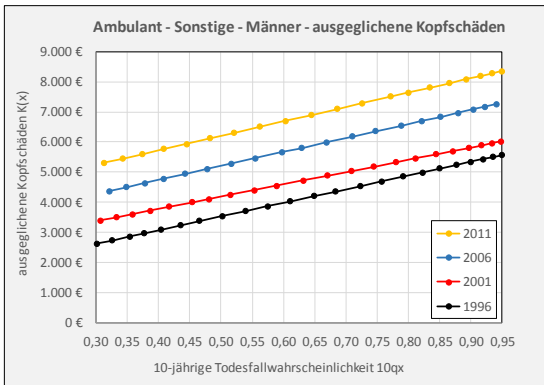


Abbildung 21a und 21b: Ausgegliche Kopfschäden für ambulante Leistungen der sonstigen Versicherten für ausgewählte Kalenderjahre (links Männer, rechts Frauen)

6.2.1 Stationäre Leistungen

Die Analyse der stationären Leistungen für Beihilferechtigte im Verlauf der Zeit, legt ebenfalls eine Versteilerung der Kopfschadenprofile offen. Der zweite Regressionskoeffizient $\hat{\beta}(t)$ ist von 1996 bis 2011 um 25% für Männer und um 18% für Frauen gestiegen.

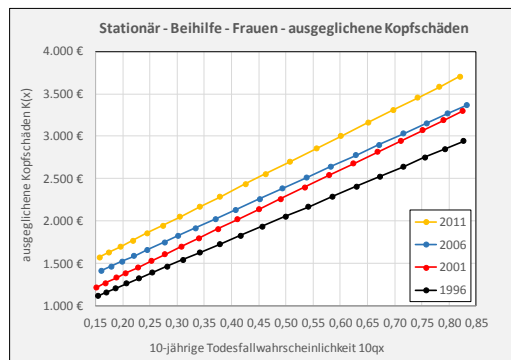
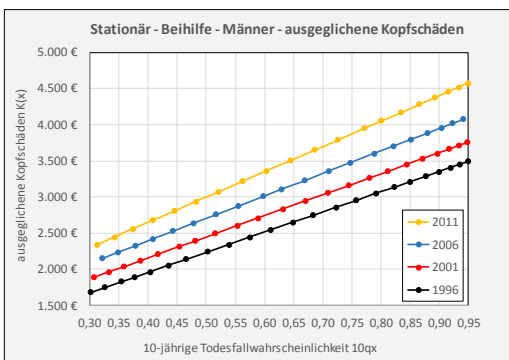


Abbildung 22a und 22b: Ausgegliche Kopfschäden für stationäre Leistungen im Beihilfe-Tarif für ausgewählte Kalenderjahre (links Männer, rechts Frauen)

Für sonstige Versicherte im Stationär-Tarif mit dem Merkmal Einbettzimmer wurde die Kopfschadenprofile im Verlauf der Zeit ebenfalls steiler. Die relative Änderung des zweiten Regressionskoeffizienten $\hat{\beta}(t)$ betrug 28% für Männer und 26% für Frauen zwischen 1996 und 2011.

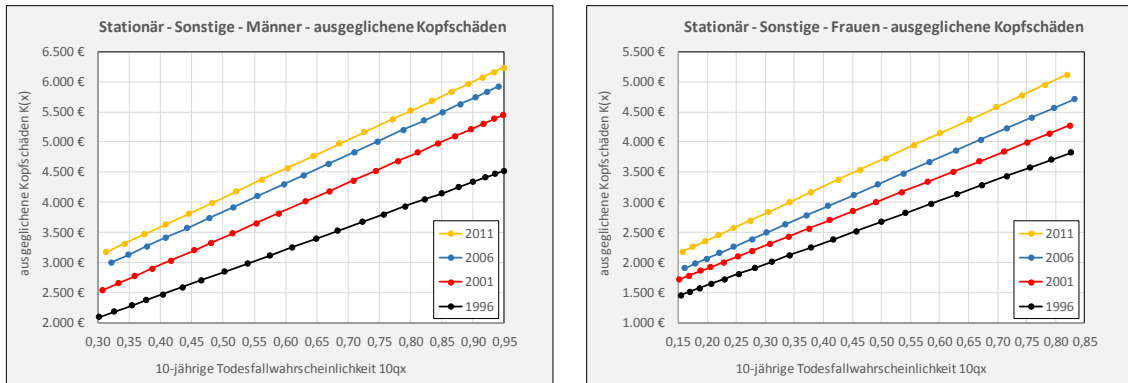


Abbildung 23a und 23b: Ausgeglichene Kopfschäden für stationäre Leistungen im Einbettzimmer-Tarif der sonstigen Versicherten für ausgewählte Kalenderjahre (links Männer, rechts Frauen)

Die Versteilerung der Kopfschadenprofile von 1996 auf 2011 ist für alle Kombinationen der betrachteten Risikomerkmale ersichtlich geworden. Augenscheinlich fällt dieser Effekt im stationären Leistungsbereich deutlicher auf, weil hier die Parallelverschiebung nach oben weniger stark ausgeprägt ist als im ambulanten Leistungsbereich. Tatsächlich wuchs zwischen 1996 und 2011 auch der erste Regressionskoeffizient in allen Fällen, der für eine Verschiebung des Graphen der Kopfschäden nach oben verantwortlich ist.

6.3 Evolution der Kopfschäden

Um die Evolution der Kopfschäden besser zu verstehen, betrachten wir die ausgeglichenen Kopfschäden gemäß der Linearen Regression:

$$\hat{K}_x(t) = \hat{\alpha}(t) + \hat{\beta}(t) \cdot {}_{10}q_x(t) \quad (4)$$

zu zwei Zeitpunkten t_1 und t_2 mit $t_1 < t_2$.

6.3.1 Kompressionseffekt

Wenden wir die geschätzten Regressionskoeffizienten zu t_1 auf die Todesfallwahrscheinlichkeiten in t_2 an, so erhalten wir die Kopfschadenreihe $K_x^1(t_2)$, die definiert ist durch

$$K_x^1(t_2) = \hat{\alpha}(t_1) + \hat{\beta}(t_1) \cdot {}_{10}q_x(t_2) \quad (5)$$

$K_x^1(t_2)$ kann als diejenige Kopfschadenreihe interpretiert werden, die sich ergibt, wenn sich die Regressionskoeffizienten im Verlauf der Zeit nicht ändern. Der Unterschied zwischen $\hat{K}_x(t_1)$ und $K_x^1(t_2)$ ergibt sich durch die Anwendung der unterschiedlichen Sterbewahrscheinlichkeiten ${}_{10}q_x(t_1)$ in (4) beziehungsweise ${}_{10}q_x(t_2)$ in (5). Der Graph von $K_x^1(t_2)$ ist im Vergleich mit $\hat{K}_x(t_1)$ nach rechts verschoben. Durch Betrachtung der Kopfschäden $K_x^1(t_2)$ im Vergleich mit $\hat{K}_x(t_1)$ wird somit der so genannte Kompressionseffekt sichtbar.

Die Kompressionsthese, die von Fries (1980) begründet wurde, betraf ursprünglich die Untersuchung der Lebensqualität im Alter unter Berücksichtigung von Krankheiten. Mit steigender Lebenserwartung dürfen sich die Menschen demnach bis ins hohe Alter guter Gesundheit erfreuen. Schwere Krankheiten – und damit verbunden hohe Kosten – treten

erst kurz vor dem Tod auf. Die Kompressionsthese geht in monetärer Hinsicht also davon aus, dass sich die Krankheitskosten vor dem Tod komprimieren.

Die Kompressionsthese ist eng damit verbunden, dass die Sterbekosten maßgeblich für die Veränderung der Kopfschadenprofile in der Zeit verantwortlich ist. Mit zunehmender Lebenserwartung fallen demnach die Krankheitskosten größtenteils in einem höheren Lebensalter an.

In der Kompressionsthese verschieben sich die Sterbekosten bei steigender Lebenserwartung in ein höheres Lebensalter. Niehaus (2006) argumentierte, dass eine Kompression der Kopfschäden in monetärer Hinsicht vorliegt, wenn sich das Profil nach rechts verschiebt. Es treten dann geringere Kosten bei gleichem Alter auf.

6.3.2 Teuerungseffekt

Anschließend betrachten wir die Kopfschadenreihe $K_x^2(t_2)$, die definiert ist durch

$$K_x^2(t_2) = K_x^1(t_2) + (\hat{\beta}(t_2) - \hat{\beta}(t_1)) \cdot {}_{10}q_x(t_2) \quad (6)$$

Der Unterschied von $K_x^2(t_2)$ zur Kopfschadenreihe $K_x^1(t_2)$ besteht in der Erhöhung der Sterbekosten um den Betrag $(\hat{\beta}(t_2) - \hat{\beta}(t_1)) \cdot {}_{10}q_x(t_2)$. Die Differenz der Kopfschäden lässt sich also durch die unterschiedlichen Werte des zweiten Regressionskoeffizienten $\hat{\beta}(t)$ in den beiden Kalenderjahren t_1 und t_2 erklären. Der Graph von $K_x^2(t_2)$ ist im Vergleich mit $K_x^1(t_2)$ nach oben verschoben. Der Anstieg der Sterbekosten ist dafür verantwortlich. Wir bezeichnen diesen Effekt als den Teuerungseffekt.

Die Ausgaben im Gesundheitswesen sind unzweifelhaft einer Teuerung unterworfen. Der Grund ist die allgemeine Preissteigerung. Dadurch kommt es zu einer Veränderung der Kopfschadenreihen, ohne dass sich der medizinische Umfang der Behandlungen ändern muss.

Aufgrund des festgestellten Anstiegs der Kopfschäden mit dem erreichten Lebensalter führt die Teuerung zu einer Versteilerung der Profile. Denn in absoluten Beträgen wirkt sich die Preissteigerung stärker auf hohe pro-Kopf-Ausgaben aus, die mit einem höheren Lebensalter assoziiert sind.

6.3.3 Medikalisierungseffekt

Schließlich betrachten wir die Kopfschadenreihe $K_x^3(t_2)$, die definiert ist durch

$$K_x^3(t_2) = K_x^2(t_2) + \hat{\alpha}(t_2) - \hat{\alpha}(t_1) \quad (7)$$

Der Unterschied von $K_x^3(t_2)$ zur Kopfschadenreihe $K_x^2(t_2)$ besteht in der Erhöhung der Basiskosten $\hat{\alpha}(t_2) - \hat{\alpha}(t_1)$ für alle Menschen. Die Änderung des ersten Regressionskoeffizienten $\hat{\alpha}(t)$ in der Zeit führt dazu, dass der Graph von $K_x^2(t_2)$ parallel nach oben zum Graphen $K_x^3(t_2)$ verschoben wird. Diesen Effekt bezeichnen wir als Medikalisierungseffekt.

Gemäß der Medikalisierungsthese (Verbrugge 1984) führt eine höhere Lebenserwartung dazu, dass die hinzugewonnenen Lebensjahre überwiegend in Krankheit verbracht werden. Die Menschen sind demnach länger krank, wenn sie länger leben. Die steigende Lebenserwartung wird durch höhere Gesundheitskosten im Alter begleitet.

Als mögliche Gründe für die Medikalisierung wird auch eine vermehrte Inanspruchnahme von medizinischen Dienstleistungen aufgeführt. Darüber hinaus werden Kostensteigerungen im Gesundheitswesen häufig mit dem medizinisch-technischen Fortschritt in Verbindung gebracht. Niehaus (2006) identifizierte eine monetäre Medikalisierung der Kopfschäden dadurch, dass sich das Kopfschadenprofil im Verlauf der Zeit nach oben verschiebt.

Setzen wir die Formeln (5), (6) und (7) sukzessive ineinander ein, so erhalten wir

$$\begin{aligned}
 K_x^3(t_2) &= K_x^2(t_2) + \hat{\alpha}(t_2) - \hat{\alpha}(t_1)K_x^1(t_2) \\
 &= K_x^1(t_2) + \left(\hat{\beta}(t_2) - \hat{\beta}(t_1)\right) \cdot {}_{10}q_x(t_2) + \hat{\alpha}(t_2) - \hat{\alpha}(t_1) \\
 &= \hat{\alpha}(t_1) + \hat{\beta}(t_1) \cdot {}_{10}q_x(t_2) + \left(\hat{\beta}(t_2) - \hat{\beta}(t_1)\right) \cdot {}_{10}q_x(t_2) + \hat{\alpha}(t_2) - \hat{\alpha}(t_1) \\
 &= \hat{\alpha}(t_2) + \hat{\beta}(t_2) \cdot {}_{10}q_x(t_2) \\
 &= \hat{K}_x(t_2)
 \end{aligned}$$

Aufgrund der Gleichheit $K_x^3(t_2) = \hat{K}_x(t_2)$ ist die Anpassungsgüte zwischen $K_x^3(t_2)$ und $K_x(t_2)$ identisch mit derjenigen zwischen $\hat{K}_x(t_2)$ und $K_x(t_2)$. Das Bestimmtheitsmaß und den Hypothesentest nach Siegel in Bezug auf die letztgenannten Kopfschadenprofile haben wir bereits ausführlich untersucht.

Somit ist uns eine Zerlegung des Übergangs der Kopfschäden $\hat{K}_x(t_1)$ zum Zeitpunkt t_1 in die Kopfschäden $\hat{K}_x(t_2)$ zum Zeitpunkt t_2 gelungen, indem wir die Zwischenschritte $K_x^1(t_2)$, $K_x^2(t_2)$ und $K_x^3(t_2)$ betrachten. Wir haben bereits gezeigt, dass der lineare Ausgleich der Kopfschäden in allen Fällen hervorragend ist. Folglich ist auch die Anpassungsgüte zwischen $K_x^3(t_2)$ und $K_x(t_2)$ sehr gut. Also lässt sich die Veränderungen des Kopfschadenprofils in der Zeit durch einen Kompressionseffekt, einen Teuerungseffekt und einen Medikalisierungseffekt erklären.

6.3.5 Ambulante Leistungen

Bei der Evolution der Kopfschäden von 1996 bis 2011 für ambulante Leistungen dominiert grundsätzlich der Medikalisierungseffekt. Die Veränderung des ersten Regressionskoeffizienten $\hat{\alpha}(t)$ ist ausschlaggebend. Diese Aussage ist weitgehend unabhängig vom Geschlecht und von der Versichertengruppe.

Als Gründe für den Anstieg der pro-Kopf-Kosten im ambulanten Bereich mögen eine vermehrte Inanspruchnahme insbesondere von technischen Neuerungen im Gesundheitswesen dienen. Unter Umständen ist auch eine zunehmende Verlagerung von chirurgischen Eingriffen aus Krankenhäusern in Tageskliniken verantwortlich.

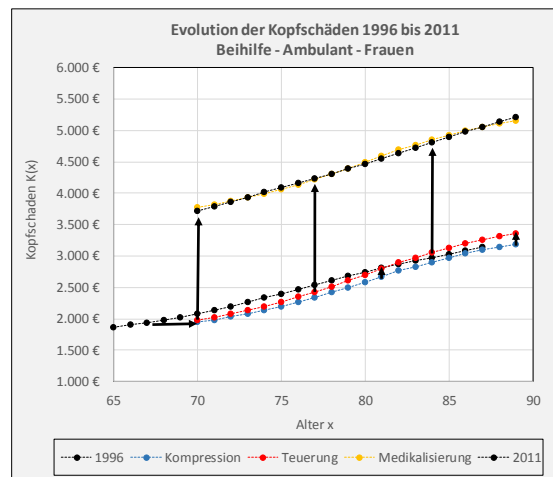
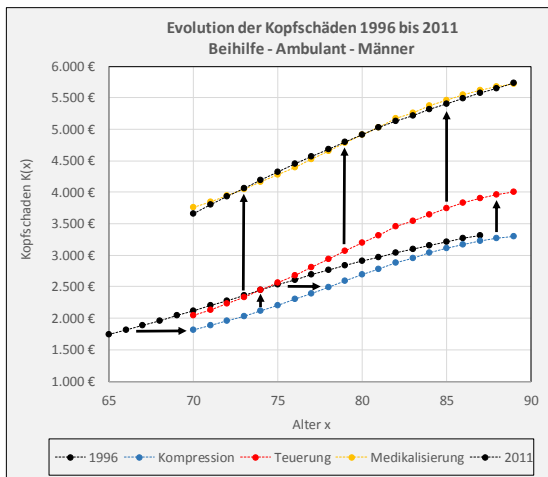


Abbildung 24a und 24b: Evolution der Kopfschäden von 1996 bis 2011 für ambulante Leistungen im Beihilfe-Tarif (links Männer, rechts Frauen)

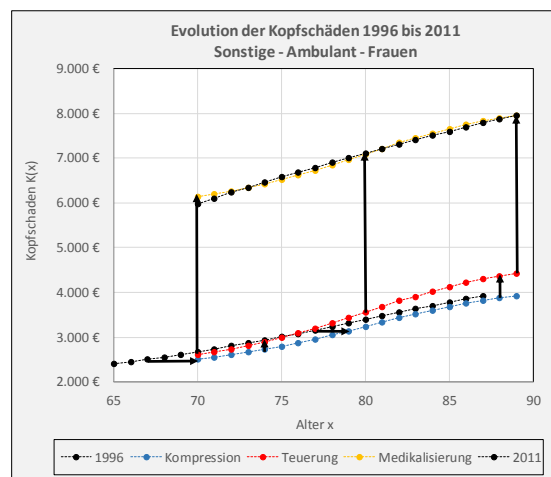
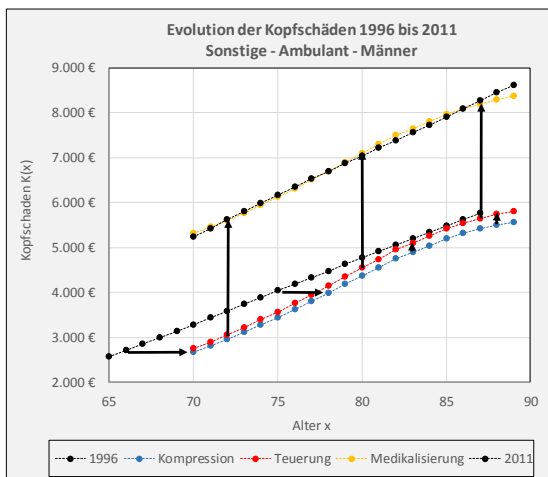


Abbildung 25a und 25b: Evolution der Kopfschäden von 1996 bis 2011 für ambulante Leistungen für sonstige Versicherte (links Männer, rechts Frauen)

6.3.6 Stationäre Leistungen

Für stationäre Leistungen haben wir ebenfalls die Evolution der Kopfschäden in ihre Bestandteile zerlegt. Die Graphen der ausgeglichenen Kopfschäden für 1996 und 2011 liegen hier dichter beieinander.

Zu beachten ist hierbei, dass die Anpassungsgüte der linearen Regression nicht ganz so gut ist wie im ambulanten Bereich. Aus diesem Grund haben wir neben den rohen Kopfschäden außerdem die ausgeglichenen Kopfschäden für das Ausgangsjahr 1996 dargestellt. Die Evolution der Kopfschäden im Beihilfe-Tarif ist in der nachfolgenden Abbildung dargestellt.

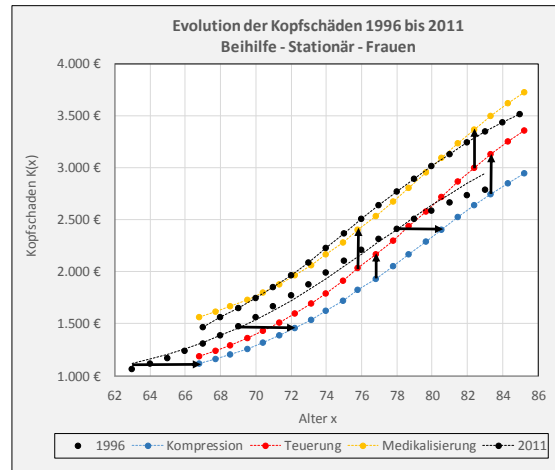
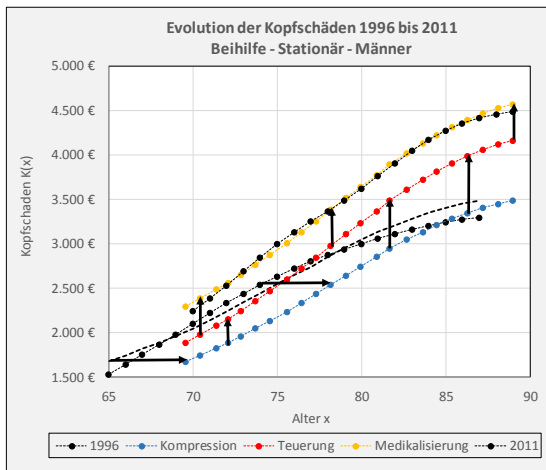


Abbildung 26a und 26b: Evolution der Kopfschäden von 1996 bis 2011 für stationäre Leistungen im Beihilfe-Tarif (links Männer, rechts Frauen)

Für Sonstige Versicherte im Stationär-Tarif mit Einbettzimmer ergeben sich analoge Einsichten.

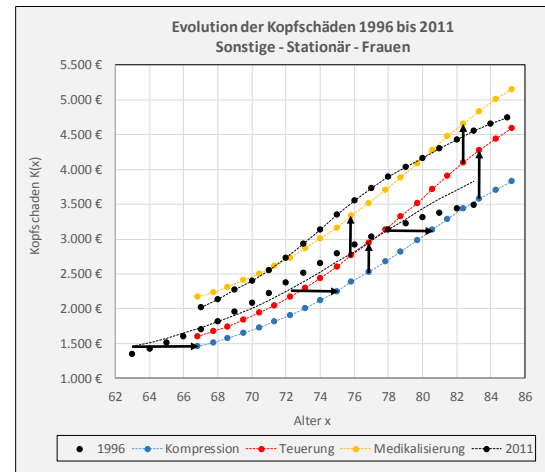
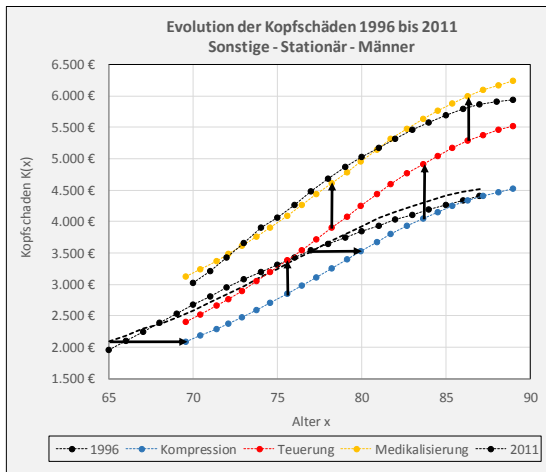


Abbildung 27a und 27b: Evolution der Kopfschäden von 1996 bis 2011 für stationäre Leistungen im Einbettzimmer für sonstige Versicherte (links Männer, rechts Frauen)

Im Hinblick auf stationäre Leistungen lässt sich allgemein feststellen, dass der Medikalisierungseffekt deutlich geringer ausfällt als bei ambulanten Leistungen. Der Grund mag darin liegen, dass es einerseits gewisse Effizienzsteigerungen in Krankenhäusern gab. Andererseits könnten gewisse Verlagerungseffekte in Tageskliniken die Zeitreihen im ambulanten und stationären Sektor beeinflusst haben. Aus diesen Gründen betrachten wir zusätzlich so genannte Kompakttarife im nächsten Abschnitt.

6.3.7 Kompakttarife

Ein Kompakttarif besteht aus der Summe eines Ambulant-Tarifs und eines Stationär-Tarifs. Die Kopfschäden des Kompakttarifs ergeben sich für jedes Alter aus der Summe der Kopfschäden der einzelnen Tarife. Die Kategorisierung nach den Merkmalen Geschlecht und Versichertengruppe wird beibehalten.

Anhand der Betrachtung von Kompakttarifen wird die Entwicklung der gesamten pro-Kopf-Kosten in der PKV deutlich. In der Beihilfe dominiert der Medikalisationseffekt.

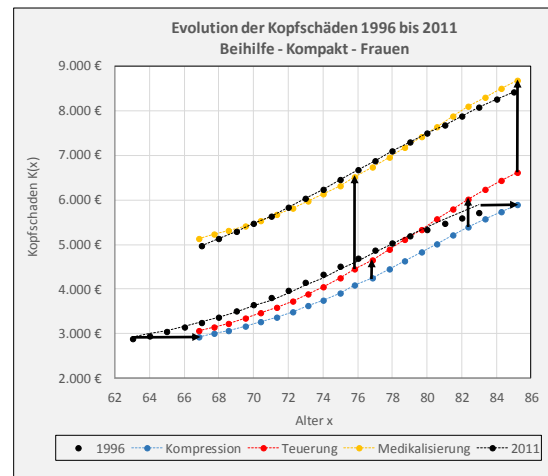
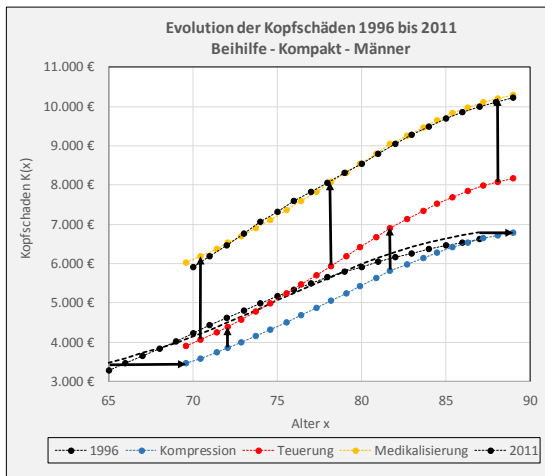


Abbildung 28a und 28b: Evolution der ausgeglichenen Kopfschäden von 1996 bis 2011 für Kompakttarife der Beihilfe (links Männer, rechts Frauen)

Für die Kompakttarife der sonstigen Versicherte ergibt sich ein ähnliches Bild.

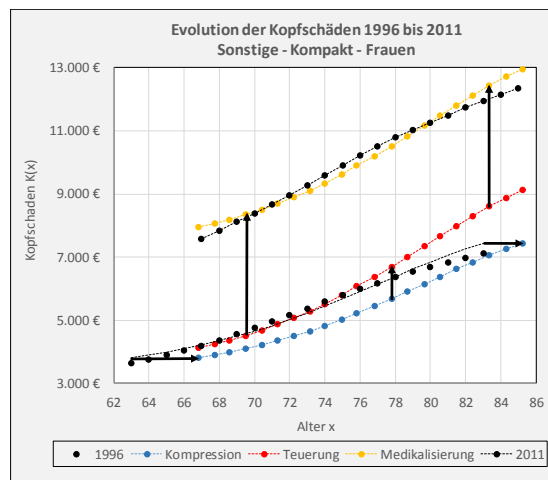
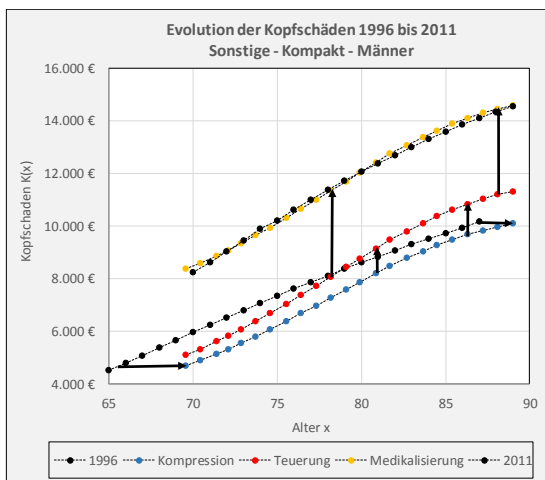


Abbildung 29a und 29b: Evolution der ausgeglichenen Kopfschäden von 1996 bis 2011 für Kompakttarife der sonstigen Versicherten (links Männer, rechts Frauen)

Insgesamt lässt sich festhalten, dass die Entwicklung der gesamten Krankheitskosten pro Kopf in Kompakttarifen vom Medikalisationseffekt dominiert wird.

7 Fazit

Der Untersuchungsgegenstand der vorliegenden Studie waren aggregierte Schadensdaten der Privaten Krankenversicherung in Deutschland. Die so genannten Wahrscheinlichkeitstabellen werden regelmäßig von der BaFin veröffentlicht und bilden gemäß der Krankenversicherungsverordnung die Grundlage der Tarifierung in der PKV. Insgesamt wurden Sekundärstatistiken von über 9 Millionen versicherten Personen pro Jahr ausgewertet.

Eine erste deskriptive Analyse zeigte, dass die Krankheitskosten pro Kopf mit dem erreichten Alter ansteigen. Darüber hinaus sind die Kopfschäden für Männer im Allgemeinen höher als für Frauen. Die Kosten im ambulanten Sektor liegen deutlich über den Ausgaben im stationären Sektor. Diese Aussagen sind insbesondere für Senioren wahr.

Die beschreibende Zeitreihenanalyse legte offen, dass die altersabhängigen Kopfschäden im Verlauf der Zeit mit wenigen Ausnahmen gestiegen sind. Im ambulanten Sektor lagen die durchschnittlichen jährlichen Steigerungsraten mit Werten zwischen 2,9% und 4,0% deutlich über der allgemeinen Preissteigerung. Für stationäre Leistungen im Beihilfe-Tarif Sektor fielen die jährlichen Veränderungen deutlich geringer aus, sie lagen zwischen 1,3% und 2,6%. Für sonstige Versicherte im stationären Einbettzimmertarif traten Reduktionen um bis zu 1% pro Jahr auf. Die Teuerung fiel in den beiden Leistungssektoren also deutlich unterschiedlich aus.

Die Betrachtung der Modalwerte zeigte, dass sich dasjenige Alter, in dem rechnerisch die meisten Menschen sterben, im Lauf der Zeit erhöht hat. Aus demografischer Sicht deutet diese Erkenntnis darauf hin, dass es ein natürliches Höchstalter geben könnte. Gleichmaßen ist auch dasjenige Alter gestiegen, in dem die höchsten Gesamtkosten für stationäre Leistungen auftraten. Diese Beobachtung deutet darauf hin, dass sich die stationären pro-Kopf-Ausgaben in ein höheres Lebensalter verschieben.

Mit dem Hypothesentest nach Siegel testeten wir, ob die Kopfschadenprofile in je zwei aufeinander folgenden Kalenderjahren gleich sind. In etwa einem Drittel der Fälle muss diese Hypothese verworfen werden. Es ist sicher nicht verwunderlich, dass sich Kopfschadenprofile ändern. Von zentraler Bedeutung ist die Frage nach den Treibern dieser Entwicklung. Zu diesem Zweck haben wir die altersabhängigen Kopfschäden in einem linearen Regressionsmodell mit der unabhängigen Variable der zehnjährigen Todesfallwahrscheinlichkeit untersucht. Kopfschäden lassen sich dadurch als Summe von Sterbekosten sowie Kosten zum Erhalt der Gesundheit auffassen. Konkret haben wir gezeigt, dass die Anpassung zwischen rohen und ausgeglichenen Kopfschäden in jedem Kalenderjahr und in jeder Kombination der Risikomerkmale sehr gut funktioniert.

Als Nächstes betrachteten wir die Veränderungen der ausgeglichenen Kopfschäden in der Zeit. Es wurde generell beobachtet, dass die Kopfschadenprofile im Verlauf der Zeit steiler wurden.

Um die Evolution der Kopfschadenprofile besser zu verstehen, haben wir die zeitliche Entwicklung durch drei unabhängige Effekte erklärt. Der Kompensationseffekt trägt dem Umstand Rechnung, dass sich die Lebenserwartung erhöht hat. Dadurch verschieben sich die Sterbekosten in ein höheres Lebensalter. Der Teuerungseffekt erklärt sich daraus, dass die Sterbekosten einer allgemeinen Preisentwicklung unterworfen sind. Der Medikalisationseffekt trägt einer Erhöhung der Basiskosten für Jedermann Rechnung. Er wurde eine Parallelverschiebung der Kopfschäden nach oben beobachtet. Diese Erkenntnis bedeutet, dass die altersunabhängigen Basiskosten gestiegen sind. Durch die

medizinisch-technische Entwicklung und eine erhöhte Inanspruchnahme kommt es zu einer deutlichen Anhebung der Kopfschäden – unabhängig vom erreichten Alter.

Die Dekompositionsanalyse brachte hervor, dass es einen deutlichen Medikalisierungseffekt für ältere Menschen im ambulanten Sektor gibt. Dieser Effekt ist für sonstige, insbesondere weibliche, Versicherte deutlich stärker ausgeprägt als im Beihilfe-Tarif. Im stationären Sektor fällt hingegen der Kompensationseffekt stark ins Gewicht. Dabei mögen Effizienzsteigerungen und gewisse Verlagerungseffekte von Krankenhäusern in Tageskliniken eine Rolle spielen. Die Erhöhung der Basiskosten fällt im stationären Sektor vergleichsweise geringer aus als im ambulanten Sektor. Insgesamt gesehen, ist der Medikalisierungseffekt für die Kostenentwicklung in der PKV ausschlaggebend, wie wir an der Analyse der Kompakt-Tarife erkannt haben.

8 Ausblick

Eine alternde Bevölkerung und ein längeres Leben belasten die Solidargemeinschaft im doppelten Sinne. Die Gründe liegen in einem Rückgang der Geburtenrate und einem Anstieg der Lebenserwartung. In der Wissenschaft wird seit langem diskutiert, wie sich die demografische Zeitbombe auf die Kosten im Gesundheitswesen auswirkt (siehe beispielsweise Bös und Weizsäcker 1984 neben vielen anderen).

Es ist unstrittig, dass die Höhe der Kopfschäden stark positiv mit dem erreichten Lebensalter korreliert ist. Strittig ist vielmehr, in wie fern es sich dabei um eine Scheinkorrelation handeln könnte. Denn es ist klar, dass auch die Sterbekosten zu berücksichtigen sind. Mit steigender Lebenserwartung in der Bevölkerung verschieben sich die pro-Kopf-Kosten demnach in ein höheres Lebensalter. Lubitz, Beebe and Baker (1995) wiesen nach, dass die Sterbekosten mit zunehmendem Alter sinken. Dieser Effekt deutet auf Rationierungen im Alter hin (Brockmann 2002). Getzen (1992) argumentierte, dass Budgetrestriktionen die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen begrenzen würden.

Ortmann (2010) berechnete, dass die demografischen Veränderungen eine Ausgabensteigerung im Gesundheitswesen um etwa 1% jährlich implizieren. Dabei ging er von konstanten Kopfschadenprofilen in der Zeit aus. Breyer und Felder (2006) berücksichtigten explizit Sterbekosten in ihren Prognosen. Dazu modellierten sie Kopfschäden in Abhängigkeit von der restlichen Lebenserwartung anstelle des erreichten Alters. Dabei wird jedoch ignoriert, dass auch die Sterbekosten einer Teuerung unterworfen sind.

Auf der Grundlage der vorliegenden Studie können kohärente Prognosemodelle für Kostenentwicklung im nationalen Gesundheitswesen erstellt werden. Wir gehen dabei davon aus, dass Bevölkerungsprojektionen und Prognosen über die wirtschaftliche Entwicklung vorliegen. Anhand der Sterbetafel wird eine Transformation der Kopfschäden von der unabhängigen Variable des erreichten Lebensalters auf die zehnjährige Todesfallwahrscheinlichkeit möglich. Dann wird eine lineare Regression gemäß (4) vorgenommen. Anhand der vorliegenden wirtschaftlichen Kennzahlen wird die zukünftige Entwicklung der Regressionsparameter festgelegt. Auf diese Art und Weise erhält man eine Zeitreihe für die Kopfschadenprofile, die mit den verwendeten Projektionen hinsichtlich der zukünftigen Sterblichkeitsentwicklung und der zukünftigen Wirtschaftsentwicklung kohärent ist.

9 Literatur

- Becker, T. (2017): *Mathematik der privaten Krankenversicherung*. Springer Spektrum, ISBN 978-3-658-16665-6.
- Becker, G. S., Philipson, T. J. and Soares, R. R. (2005): The Quantity and Quality of Life and the Evolution of World Inequality. *American Economic Review*, 95 (1): 277-291.
- Bös, D. und Weizsäcker, R. K. (1989): Economic Consequences of an Aging Population. *European Economic Review*, 33, 2, 345-354.
- Breyer, F., Felder, S. (2006): Life expectancy and health care expenditures: A new calculation for Germany using the costs of dying. *Health Policy*, 2006, vol. 75, issue 2, 178-186.
- Brockmann, H. (2002): Why is less money spent on health care for the elderly than for the rest of the population? Health care rationing in German hospitals. *Social Science & Medicine*, Volume 55, Issue 4, 593-608.
- Buchner, F., Wasem, J. (2006): "Steepening" of Health Expenditure Profiles. *Geneva Papers on Risk and Insurance – Issues and Practice*, 31, 581-599
- Busse, R., Krauth, C. and Schwartz, F. W. (2002): Use of acute hospital beds does not increase as the population ages: results from a seven year cohort study in Germany. *Journal of epidemiology and community health*, 56(4), 289-93.
- Felder, S., Werblow, A. und Zweifel, P. (2010): Do red herrings swim in circles? Controlling for the endogeneity of time to death, *Journal of Health Economics*, Volume 29, Issue 2, 205-212,
- Fries, J. F. (1980): Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity, *New England Journal of Medicine* 130-135.
- Getzen, T. (1992): Population Aging and the Growth of Health Expenditures. *Journal of Gerontology*, 47, 98-104.
- Gregersen, F. A. (2014): The impact of ageing on health care expenditures: a study of steepening, *The European Journal of Health Economics*, 979-989.
- Lubitz, J., Beebe, J. and Baker, C. (1995): Longevity and medicare expenditures. *The New England Journal of Medicine*, 332, 15, 999–1003.
- Niehaus, F. (2006): *Auswirkungen des Alters auf die Gesundheitsausgaben*. Wissenschaftliches Institut der PKV, ISBN 978-3-9810070-4-6
- Oeppen, J. and Vaupel, J.W. (2002): Broken Limits to Life Expectancy, *Science*, Volume 296, Issue 5570, 1029-1031.
- Ortmann K. M. (2010): Über die demografisch bedingte Entwicklung der Gesundheitskosten. *Die Krankenversicherung*, 5, 144-147.
- Ortmann K. M. (2013): *Der demografische Wandel - Schicksal oder Entscheidung?* Forschungsbericht der Beuth Hochschule für Technik Berlin 2012, 86-92.
- Ortmann, K. M. (2017): Über den steigenden Aufwand zur Verlängerung der Lebenserwartung. *Der Aktuar*, 23, Heft 1, 17-21.
- Seshamani, M., Gray, A. (2004): Ageing and Health-Care Expenditure: the Red Herring Argument revisited. *Health Economics*, 13, 303-314.

- Salas, C. and Raftery, J. P. (2001): Econometric issues in testing the age neutrality of health care expenditure. *Health Economics Letters*, 10, 669-671.
- Siegel, G. (2002): Signifikanztest für Kopfschadenprofile, *Blätter der DGVFM*, 585-616.
- Stearns, S. C. and Norton, E. C. (2004): Time to include time to death? The future of health care expenditure predictions. *Health Economics*, 13, 315-327.
- Verbrugge, L. (1984): Longer Life but Worsening Health? Trends in Health and Mortality of Middle-Aged and Older Persons. *The Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and Society*, 62(3), 475-519.
- Wong A, van Baal P. H. M., Boshuizen, H. C. Polder J. J. (2010): Exploring the influence of proximity to death on disease-specific hospital expenditures: a carpaccio of red herrings, *Health Economics*, 379-400.
- Yang, Z., Norton, E. C., and Stearns, S. C. (2003): Longevity and Health Care Expenditures: The Real Reasons Older People Spend More, *The Journals of Gerontology: Series B*, Volume 58, Issue 1, 2–10.
- Zweifel, P., Felder, S. and Meiers, M. (1999): Ageing of population and health care expenditure: a red herring? *Health Economics*, 8, 485-496.
- Zweifel, P., Felder, S., and Werblow, A. (2004): Population Ageing and Health Care Expenditure: New Evidence on the "Red Herring". *The Geneva Papers on Risk and Insurance. Issues and Practice*, 29(4), 652-666.