

Die Entwicklung der Ausgaben in der Gesetzlichen Krankenversicherung bis 2050 – bleibende Herausforderung für die deutsche Gesundheitspolitik

Von Dirk Sauerland und Ansgar Wübker

Abstract

This paper projects the health expenditures in the social health insurance (SHI) in Germany until 2050. The long-term expenditure volume of the SHI is analyzed by OLS and vector autoregression (VAR) models. VAR models are less restrictive compared with OLS and impose no strict exogeneity assumption on the conditioning variables. The SHI expenditures are driven in particular by medical-technical progress and income. If the income-dependent financing of the SHI is maintained, SHI contribution rates will rise to values between 25 and 30 per cent in the OLS-models and between 23 and 28 per cent in the VAR models. Thus similar values become determined as in other projections, which use methodically an extrapolation of ageprofiles and were consulted here as benchmark. If the financing had been changed over in the year 2011 to income-independent flat rates per person, these would have been expected to rise from approximately 101 euros to values up to 733 euros in 2050.

Zusammenfassung

In diesem Beitrag wird das zukünftige Ausgabenvolumen der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) bis zum Jahr 2050 projiziert. Die Ausgaben werden anhand von linearen Regressionsmodellen (OLS) und Vektorautoregressionsmodellen (VAR) geschätzt. VAR-Modelle sind im Vergleich zu klassischen Regressionsmodellen weniger restriktiv und unterstellen keine Exogenität der Regressionsvariablen. Die Ergebnisse zeigen, dass die Ausgaben insbesondere durch den medizinisch-technischen Fortschritt und die Entwicklung der Einkommen getrieben werden. Sofern die einkommensabhängige Finanzierung der GKV beibehalten wird, ergeben sich in den Projektionen für das Jahr 2050 GKV-Beitragssätze zwischen 25 und 30 Prozent aus den linearen Regressionsmodellen und 23 und 28 Prozent aus den VAR-Modellen. Damit werden ähnliche Werte ermittelt wie in anderen Beitragssatzprojektionen, die methodisch eine Fortschreibung altersspezifischer Ausgabenprofile nutzen und hier als Vergleichsrechnung herangezogen wurden. Wäre die Finanzierung im Jahr 2011 auf einkommensunabhängige Kopfpauschalen umgestellt worden, hätten sich Pauschalen von etwa 101 Euro ergeben. Diese könnten im Jahr 2050 auf bis zu 733 Euro ansteigen.

JEL Classifications: C22, I10

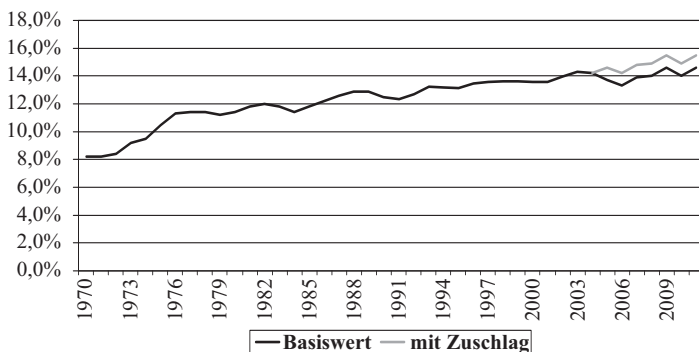
Received: September 29, 2010

Accepted: October 25, 2011

1. Einleitung

Von 2000 bis 2009 ist die Zahl der Beschäftigten im Gesundheitswesen in Deutschland um 600.000 (von 4,12 Millionen auf 4,75 Millionen) gestiegen (StatBA, 2011). Damit stieg der Anteil des Gesundheitswesens an allen Beschäftigten von knapp 10 auf gut 11 Prozent. Diesem beeindruckenden Zuwachs steht ein noch deutlicherer Ausgabenanstieg gegenüber. Die Gesundheitsausgaben stiegen im selben Zeitraum von 212,15 Mrd. auf 278,35 Mrd. €. Der Anteil der Gesundheitsausgaben am Bruttoinlandsprodukt (BIP) stieg damit von 10,3 Prozent auf 11,6 Prozent. Parallel dazu stiegen auch die Ausgaben der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) von 133,70 Mrd. (entspricht 6,5 Prozent des BIP) auf 170,78 Mrd. € (d. h. 7,1 Prozent des BIP) an (StatBA, 2011).

Betrachtet man die Einnahmenseite der GKV, so war mit dem Ausgabenanstieg auch ein deutlicher Anstieg der Beitragssätze verbunden: Während im Jahr 2000 noch ein durchschnittlicher Beitragssatz von 13,57 Prozent zu verzeichnen war, lag dieser im Jahr 2011 bei 15,5 Prozent (siehe Abbildung 1). Seit 1970 hat sich der Beitragssatz annähernd verdoppelt.



Quelle: eigene Darstellung auf Grundlage von Daten des StatBA (2011).

Abbildung 1: Entwicklung der durchschnittlichen GKV-Beitragssätze 1970 bis 2011

Die Beiträge zur GKV werden seit Einführung der Krankenversicherungspflicht im Jahr 1883 grundsätzlich paritätisch, d. h. jeweils zu gleichen Teilen von Arbeitnehmern und Arbeitgebern finanziert.¹ Bei paritätischer Finanzierung ist die Beitragssatzentwicklung in der GKV sowohl für die Gesundheitspolitik als auch für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung Deutschlands von

¹ Seit 2005 müssen die GKV-Versicherten einen Zusatzbeitrag von 0,9 Prozent leisten. Somit werden die Beiträge nicht exakt paritätisch finanziert.

großer Bedeutung. Die Höhe des Beitragssatzes beeinflusst die Lohn(neben)kosten, die sich in einer globalisierten Wirtschaft auf die Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Unternehmen auswirken.

Wie ihre Vorgänger versucht daher auch die amtierende Bundesregierung die Finanzierung der Ausgaben der Gesetzlichen Krankenversicherung neu zu gestalten. Mit dem „Gesetz zur nachhaltigen und sozial ausgewogenen Finanzierung der Gesetzlichen Krankenversicherung“ (GKV-FinG), das am 01.01.2011 in Kraft getreten ist, wurden die einkommensabhängigen Arbeitgeberbeiträge eingefroren, damit die Lohnnebenkosten nicht weiter ansteigen. Potentielle Ausgabensteigerungen werden zukünftig maßgeblich von den Versicherten getragen und sollen über individuelle einkommensunabhängige Zusatzbeiträge der einzelnen Krankenkassen finanziert werden. Damit könnte mit dem GKV-FinG auch schon der Einstieg in eine einkommensunabhängige Kopfpauschale realisiert worden sein. Nicht bekannt sind jedoch die resultierenden zukünftigen Belastungen der Versicherten.

Alle Studien, die in den letzten Jahrzehnten zu diesem Thema entstanden sind, zeigen, dass die GKV-Beitragssätze auch zukünftig stark steigen würden, sofern die einkommensabhängige Finanzierung über Beitragssätze beibehalten würde (vgl. Abschnitt 2).

Vor diesem Hintergrund ist es Ziel dieses Beitrags anhand aktueller Daten und neuer Schätzmethode zu untersuchen, welche Belastungen für die Versicherten und Arbeitgeber zukünftig zu erwarten sind. Dazu wird zunächst das langfristig zu erwartende Ausgabenvolumen der GKV ermittelt. Dies geschieht in Abschnitt 3 anhand einer ökonometrischen Analyse der vergangenen Ausgabenentwicklung. Zum einen werden anhand von linearen Regressionsmodellen (OLS) die zukünftigen Gesundheitsausgaben projiziert.² Als erklärende Variablen werden dabei das Einkommen, die Altersstruktur, die deutsche Wiedervereinigung und verschiedene Gesundheitsreformen berücksichtigt. Auch der technische Fortschritt im Gesundheitswesen wird berücksichtigt. Darüber hinaus werden erstmalig Vektorautoregressionsmodelle (VAR) zur Ausgabenprojektion genutzt. VAR-Modelle sind im Vergleich zu traditionellen Regressionsmodellen weniger restriktiv und unterstellen keine Exogenität der Regressionsvariablen. Sie berücksichtigen damit implizit, dass Gesundheitsausgaben auch Einfluss auf das Einkommen (weniger krankheitsbedingte Arbeitsausfälle), die Altersstruktur (höhere Lebenserwartung aufgrund besserer medizinischer Versorgung) oder den Zeitpunkt einer Gesundheitsreform (weil die Ausgaben steigen, wird das Gesundheitssystem reformiert) haben können – und nicht nur umgekehrt, wie es die Exogenitätsannahme in den OLS-Schätzungen unter-

² Dieses Vorgehen ist auch in internationalen Vergleichsstudien üblich (z. B. Newhouse, 1992; Chernew et al., 1998 sowie Gerdtham/Löthgren, 2000) und wurde auch schon in früheren Analysen der GKV-Ausgaben in Deutschland (Breyer/Ulrich, 2000 sowie Sauerland, 2005) gewählt.

stellt. Da VAR-Modelle potentielle Endogenität der erklärenden Variablen adäquat modellieren, eignen sie sich besonders gut für die Erstellung von Prognosemodellen (vgl. Kenndey, 2008, 331 ff.).

Ob bisherige Projektionen ohne Berücksichtigung der Endogenität der erklärenden Variablen zu hoch oder zu niedrig lagen, kann a priori nicht eingeschätzt werden. So ist es einerseits plausibel, dass höhere Gesundheitsausgaben z. B. die Produktivität im Sinne verringerter Fehlzeiten beeinflussen. Dann würden herkömmliche Modelle den Anstieg der Gesundheitsausgaben überschätzen, da sie den positiven Einfluss zusätzlicher Gesundheitsausgaben auf die beitragspflichtigen Einkommen nicht abbilden. Andererseits könnten höhere Gesundheitsausgaben auch mit einer Überversorgung und unnötigen Krankenschreibungen einhergehen (vgl. hierzu SVR, 2001). Daher bleibt die Relevanz der Endogenität für die Ausgaben- und Beitragssatzprojektion eine empirische Frage, die in dieser Arbeit erstmalig beantwortet werden soll.

Auf Basis der Regressionsergebnisse werden die GKV-Ausgaben bis zum Jahr 2050 projiziert und im Abschnitt 4 aus den projizierten Ausgaben die Höhe der zu erwartenden Beitragssätze (und alternativ zu erwartender Kopfpauschalen) berechnet.

Die Diskussion der Ergebnisse erfolgt im 5. Abschnitt und zeigt, dass die GKV-Ausgaben insbesondere durch den medizinisch-technischen Fortschritt und das Einkommen getrieben werden. Bei einer einkommensabhängigen Beitragssatzfinanzierung ergeben sich (in Abhängigkeit der Modellierung) bis zum Jahr 2050 GKV-Beitragssätze zwischen 23,4 und 30 Prozent, wobei auf Basis der VAR-Modelle die geringsten Beitragssätze projiziert werden. Würde im Jahr 2011 vollständig auf einkommensunabhängige Kopfpauschalen umgestellt werden, müssten Pauschalen von ca. 101 Euro kalkuliert werden. Diese würden bis zum Jahr 2050 auf Werte zwischen 418 und 571 Euro ansteigen.

2. Stand der Literatur und Methodik der Untersuchung

Die Projektion der GKV-Beitragssätze hat in Deutschland bereits eine gewisse Tradition. Studien zur Beitragssatzentwicklung entstehen – oftmals mit Bezug zu den anhaltenden Finanzierungsproblemen der GKV – seit Anfang der 1990er Jahre in regelmäßigen Abständen. Alle bestehenden Studien ermitteln steigende GKV-Beitragssätze für die Zukunft, wobei die Projektionen jedoch eine hohe Varianz aufweisen: Jüngere GKV-Beitragssatzprojektionen (ab dem Jahr 2000) ermitteln für das Jahr 2050 einen GKV-Beitragssatzanstieg auf Werte zwischen 23 (Niehaus, 2008) und 39,5 Prozent (Postler, 2003).³ Die

³ Die starke Varianz in den GKV-Beitragssatzprojektionen lässt sich mit den unterschiedlichen Projektionsprämissen begründen. Für einen Überblick über bestehende – auch ältere – GKV-Beitragssatzprojektionen vgl. Cassel/Postler, 2011.

Erwartung steigender GKV-Beitragssätze basiert im Wesentlichen auf der Erwartung überproportional steigender Gesundheitsausgaben, im Verhältnis zum Wachstum des beitragspflichtigen Einkommens der GKV-Versicherten.⁴

Determinanten des Ausgabenwachstums

Das erwartete Ausgabenwachstum wird in der Literatur vorwiegend auf drei Determinanten zurückgeführt: das Einkommen (z. B. Newhouse, 1977, Gerdtham/Jönsson, 2000; Breyer/Ulrich, 2000), den medizinisch-technischen Fortschritt (z. B. Newhouse, 1992; Chernew et al., 1998; Okunade/Murthy, 2002) und die demographische Alterung (z. B. Buchner/Wasem, 2000). Unbestritten ist in der Literatur, dass ein steigendes Einkommen grundsätzlich mit wachsenden Spielräumen für die Finanzierung des Gesundheitswesens einhergeht und damit ausgabentreibend wirkt.⁵ In der gesundheitsökonomischen Literatur besteht zudem weitgehend Einigkeit darüber, dass der medizinisch-technische Fortschritt den überproportionalen Anstieg der Gesundheitsausgaben in der Vergangenheit verursacht hat.⁶ Begründet wird die ausgabentreibende Wirkung des technischen Fortschritts im Gesundheitswesen mit der Dominanz kostensteigernder Produktinnovationen im Vergleich zu kostenreduzierender Prozessinnovationen.

Die demographische Alterung, d. h. ein Anstieg des Durchschnittsalters in der Bevölkerung, wird als ausgabentreibend identifiziert, da sich ceteris paribus mit zunehmendem Lebensalter der Gesundheitszustand durchschnittlich verschlechtert und daher generell mehr Gesundheitsleistungen nachgefragt werden. Die mit der demographischen Alterung einhergehende zunehmende Lebenserwartung kann aber den Druck auf die Gesundheitsausgaben sowohl vermindern als auch erhöhen. Die so genannte Kompressionsthese besagt, dass immer mehr Menschen relativ gesund alt werden. Erst in ihren letzten Lebensjahren haben sie dann einen hohen Bedarf an medizinischen Leistungen. Diese teurere letzte Lebensphase verschiebt sich nach Vertretern der Kompressionsthese mit steigender Lebenserwartung ins höhere Alter (Niehaus, 2008). Demgegenüber unterstellen die Vertreter der Medikalisierungsthese, dass die Morbidität mit zunehmendem Lebensalter auch unabhängig von der Nähe zum Tod zunimmt und damit höhere Gesundheitsausgaben verursacht

⁴ Dies ergibt sich aus der Finanzierungslogik der GKV, auf die in Abschnitt 4.1 genauer eingegangen wird. An dieser Stelle sollte der Hinweis genügen, dass eine weitere Determinante für die GKV-Beitragssatzentwicklung die Einnahmenseite betrifft. Im Rahmen einer Projektion kann das beitragspflichtige Einkommen herangezogen werden. Vgl. hierzu Abschnitt 4.1 oder Sauerland, 2005.

⁵ Dabei wird in den meisten empirischen Studien eine Einkommenselastizität größer als 1 ermittelt (Bestätigung der sogenannten Luxusguthypothese). Vgl. für einen aktuellen kritischen Literaturüberblick auch Baltagi/Moscone, 2010.

⁶ Für eine Diskussion vgl. Fetzer, 2006, 89 ff.

werden.⁷ Die höhere Lebenserwartung müsse dann mit zunehmenden Gesundheitsausgaben erkaufte werden. Insgesamt findet sich in der Literatur bisher mehr Evidenz für die Kompressionsthese (z. B. Fries, 2000; Werblow et. al., 2007).⁸

Medizinisch technischer Fortschritt und demographische Alterung sind jedoch nicht unabhängig voneinander zu betrachten. Ein stärkerer medizinisch-technischer Fortschritt erhöht das durchschnittliche Lebensalter in der Bevölkerung. In der Konsequenz sollten, sofern nicht die Kompressionsthese gilt, die Gesundheitsausgaben steigen, aus denen wiederum der medizinisch-technische Fortschritt heraus gefördert wird.⁹ Diese Interdependenzen sind bei GKV-Beitragssatzprojektion, die auf der Projektion der Gesundheitsausgaben beruhen, zu beachten. Dabei lassen sich zwei Methoden unterscheiden, deren grundsätzliche Logik kurz skizziert werden soll.

Methoden der GKV-Ausgaben- und Beitragssatzprojektion

Die wesentliche Idee der ersten Methode besteht in der Ermittlung altersgruppenspezifischer Ausgaben- und Einnahmenprofile und im Vergleich dieser über die Zeit (vgl. z. B. Knappe, 1995 oder Niehaus, 2008). Grundsätzlich wird dabei die Veränderung der altersgruppenspezifischen Ausgabenprofile über die Zeit als Indikator für den technischen Fortschritt genutzt. Ferner werden für jede Altersklasse das Produkt aus demographisch bedingten Veränderungen der Altersklassen und dem – konstant gesetzten – Ausgabenprofil der Altersklasse ermittelt. Die Summe dieser Produkte spiegelt den Einfluss der demographischen Entwicklung wider. Für die Projektion der zukünftigen Gesundheitsausgaben werden schließlich die ermittelten Ausgabenprofile samt deren Veränderung für den Projektionszeitraum fortgeschrieben und mit der erwarteten Altersverteilung gewichtet.¹⁰ Da – wie oben beschrieben – eine längere Lebenserwartung die altersspezifischen Ausgabenprofile wahrscheinlich beeinflusst, modellieren aktuelle Beitragssatzprojektionen von Fetzer (2006) und Postler (2010) alternative Szenarien zum Einfluss einer längeren Lebenserwartung. Beide Studien werden in Abschnitt 4 noch genauer beschrieben und unseren Ergebnissen im Sinne einer Vergleichsrechnung gegenübergestellt.

Eine Alternative zur ersten Methode besteht in der Ermittlung der Ausgaben-determinanten mit Hilfe einer ökonometrischen Zeitreihenanalyse auf Grundlage der in der Vergangenheit beobachteten Daten (z. B. Breyer/Ulrich, 2000;

⁷ Vgl. für einen empirischen Nachweis z. B. Buchner/Wasem, 2000.

⁸ Vgl. hierzu die Diskussionen bei Fetzer, 2006, 81 ff.; Fetzer/Raffelhüsch, 2005 sowie Postler, 2010, 61 ff.

⁹ Vgl. hierzu z. B. Krämer, 1996.

¹⁰ Vgl. zu einer Projektion der Einnahmen z. B. Niehaus, 2008.

Sauerland, 2005). Dieser Ansatz wird auch in dieser Arbeit verfolgt. Mit Hilfe eines ökonometrischen Ansatzes lässt sich der isolierte Einfluss der verschiedenen Faktoren (z. B. Einkommen, Altersstruktur, technischen Fortschritt, etc.) auf die zu erklärende Größe (Ausgaben) im Rahmen der Regression ermitteln und für die Projektion zu nutzen. Eine solche Methodik ist natürlich an gewisse Voraussetzungen geknüpft. Einerseits müssen sich die Einflussgrößen über adäquate Variablen abbilden lassen. Andererseits muss unterstellt werden, dass der Zusammenhang zwischen den Gesundheitsausgaben und ihren wichtigsten Determinanten – der Altersstruktur, dem medizinischen Fortschritt und des Einkommens – über sehr lange Zeiträume stabil bleibt. Wie in der Einleitung beschrieben, ist ferner die Annahme der Exogenität der Regressionsvariablen, die eine eindeutige Wirkungsrichtung zwischen Regressionsvariablen und Gesundheitsausgaben unterstellt, sehr restriktiv. Schließlich müssen beim Regressionsansatz im Rahmen der Projektion der GKV-Ausgaben für die erklärenden Variablen Setzungen für die Zukunft erfolgen, was durchaus kritisch ist.

Um ein mögliches Endogenitätsproblem zu berücksichtigen und um im Rahmen der Projektion Setzungen zu vermeiden bzw. zu reduzieren, verwenden wir bei der Analyse der GKV-Ausgaben – neben üblichen OLS-Modellen – auch Vektorautoregressionsmodelle (VAR).¹¹ VAR-Modelle schätzen simultan mehrere Gleichungen und sind im Rahmen von GKV-Ausgabenprojektion bisher noch nicht genutzt worden.¹² Ihr Vorteil besteht darin, dass alle Variablen als endogen betrachtet und sowohl durch ihre eigenen Vergangenheitswerte, als auch durch die Vergangenheitswerte der anderen endogenen Variablen bestimmt werden (Kennedy, 2008, 298 f.). Aufgrund dieser fehlenden Unterscheidung zwischen endogenen und exogenen Variablen wird den VAR-Modellen jedoch häufig vorgeworfen nicht ausreichend theoriefundiert zu sein.¹³

Da jedoch sowohl die eigentlichen Zielvariablen als auch die sie beeinflussenden Variablen in einem Modell gemeinsam projiziert werden können, eignen sich VAR-Modelle besonders gut für die Erstellung von Projektionsmodellen. Bei den Projektionen kann somit auf Setzungen für die Zukunft vollständig verzichtet werden, d. h. es erfolgt eine vollständige endogene Projektion der im

¹¹ VAR-Modelle lassen sich als eine Kompromisslösung zwischen rein ökonometrischen Modellen und dem Box-Jenkins-Ansatz zur Vorhersage von ökonomischen Zeitreihen verstehen. Vgl. zum Box-Jenkins-Ansatz De Gooijer/Hyndman, 2006. VAR-Modelle werden in der Literatur als komplementäre Instrumente zur Prognose von Zeitreihen empfohlen. Vgl. Kennedy, 2008, 331 ff.

¹² Zur Nutzung von stochastischen Zeitreihenmethoden im Rahmen der Vorhersage der Gesundheitsausgaben in den USA vgl. Lee/Miller, 2002.

¹³ Ferner bleiben VARs auf relativ kleine Modelle beschränkt, da die Hinzunahme nur einer Variablen, je nach Lagordnung bereits eine erhebliche Verkomplizierung des Modells bedeutet (vgl. zur Kritik an VAR-Modellen auch Kennedy, 2008, 298 ff.).

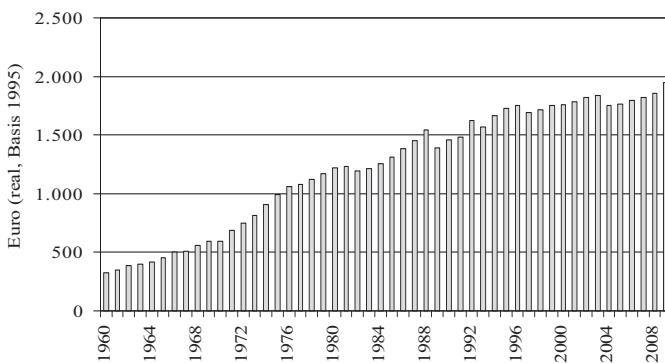
Modell berücksichtigten Variablen. Alternativ können im Rahmen von konditionierten VAR-Modellen für ausgewählte Variablen aber auch Setzungen auf Grundlage von Expertenmeinungen (z. B. Nutzung von Projektionen des Statistischen Bundesamtes zur zukünftigen demographischen Entwicklung) erfolgen. Dadurch wird einerseits die Endogenität der Regressionsvariablen mit Hilfe von VAR-Modellen adäquat berücksichtigt. Andererseits werden im Rahmen der Projektion Experteninformationen genutzt. Zur GKV-Ausgabenprojektion nutzen wir daher sowohl konditionierte als auch unkonditionierte VAR-Modelle und vergleichen die Ergebnisse dieser Modelle mit den OLS-Resultaten.

Im folgenden Abschnitt werden die Datengrundlage, die Regressionsvariablen und die Modelle zur Schätzung der GKV-Ausgaben genauer erläutert.

3. Empirie: Determinanten und Projektionen der GKV-Ausgabenentwicklung

3.1 Regressionsmodelle

Als zu erklärende Variable nutzen wir auf Grundlage von Daten des Statistischen Bundesamtes die realen pro-Kopf-Ausgaben in der GKV im Zeitraum von 1960 bis 2009. Die Deflationierung der Ausgaben erfolgt über den Preisindex der Lebenshaltung. Abbildung 2 zeigt, dass sich die realen pro-Kopf-Ausgaben in der GKV seit 1960 deutlich erhöht haben. Der Anteil der GKV-Ausgaben am Bruttoinlandsprodukt ist von 3 Prozent im Jahr 1960 auf knapp über 7 Prozent im Jahr 2009 gestiegen.



Quelle: eigene Darstellung auf Grundlage von Daten des StatBA (2011).

Abbildung 2: Entwicklung der realen pro-Kopf-Ausgaben der GKV 1960 bis 2009

Da diesen Ausgaben eine gewisse Beharrungstendenz unterstellt werden kann, gehen die Ausgaben der Vorperiode (Variable gkv_{t+1}) als erklärende Variable mit in die Schätzgleichungen ein. Als weitere erklärende Variable geht das Einkommen aus unselbständiger Arbeit (Arbeitnehmerentgelt) in die Schätzgleichungen ein, da die Einnahmen der GKV direkt vom (sozialversicherungs-pflichtigen) Bruttoeinkommen der Versicherten abhängig sind. Schließlich werden die Altersstruktur der Bevölkerung sowie der medizinisch-technische Fortschritt berücksichtigt.

Der Einfluss des Einkommens wird anhand der Zeitreihe des realen pro-Kopf-Bruttoeinkommens der Vorperiode (Variable be_{t+1}) überprüft. Die Deflationierung erfolgt auch hier über den Preisindex der Lebenshaltung. Für die Altersstruktur wird in der finalen Schätzspezifikation der Rentnerquotient (Variable rq_t), definiert als Anteil der Rentner an den Mitgliedern der GKV, genutzt. Während die bisher genannten Zeitreihen in logarithmierter Form in die Gleichungen eingehen, wird als Proxy für einen möglichen Einfluss des medizinisch-technischen Fortschritts zum einen ein linearer Zeittrend (Variable „zeit“) in die Basis-Schätzgleichung (Modell 1) integriert. Der Zeittrend ist dabei ein Proxy für den medizinischen Fortschritt, soweit dieser auf Produktinnovation zurückgeht und damit die Qualität des Gutes „medizinische Behandlung“ steigert (vgl. Breyer/Ulrich, 2000). Da ein Zeittrend als Proxy für den technischen Fortschritt sehr restriktiv ist und einen linearen, prozentual konstanten Einfluss des technischen Fortschritts auf die Ausgabenentwicklung unterstellt, wird als alternativer Proxy für den technischen Fortschritt die Entwicklung des durchschnittlichen Sterbealters herangezogen. Dass der technische Fortschritt seit 1960 der bedeutendste Faktor für den starken Anstieg des durchschnittlichen Sterbealters ist, ermittelte Cutler (2004) für die USA. Er kommt zu dem Ergebnis, dass in den USA das Sterbealter von 1960 bis 2000 um 7 Jahre angestiegen ist. Dieser Anstieg kann nach Berechnungen von Cutler zu über 70 Prozent durch einen Rückgang der Mortalitätsraten bei Herz-Kreislauf-Erkrankungen und zu 19 Prozent durch eine reduzierte Kindersterblichkeit erklärt werden. Der Rückgang der Mortalität der Herz-Kreislauf-Erkrankungen kann nach Cutler wiederum zu über 2/3 durch den medizinisch-technischen Fortschritt erklärt werden und auch der Rückgang der Kindersterblichkeit wird nach Cutler (2004) maßgeblich vom medizinisch-technischen Fortschritt getragen.¹⁴

¹⁴ Die Entwicklung des medizinischen Fortschritts bei Herz-Kreislauf-Erkrankungen lässt sich gut am Beispiel des Herzinfarkts beschreiben. (Vgl. hierzu und im Folgenden auch Felder, 2006, 63). Ein Herzinfarkt ist das Absterben eines Teils des Herzmuskels aufgrund des Verschlusses der Arterien, die das Herz mit Sauerstoff und Nährstoffen versorgen. Bei Verdacht auf einen Herzinfarkt sollte so schnell wie möglich eine Therapie erfolgen, um die blockierten Herzkranzgefäße wieder zu öffnen und kurzfristig den Herzschaden zu begrenzen. Eine Möglichkeit dazu ist die Vergabe von thrombolytischen Medikamenten, die ab 1960 verstärkt eingesetzt wurden. Eine Alternative ist eine Bypassoperation, bei der eine Arterie oder Vene gelegt wird, die die verschlossene Herzkranzarterie ersetzt. Diese Technologie hilft langfristig eine Wiederholung des Verschlusses

In Deutschland ist das durchschnittliche Sterbealter von 67,8 Jahren im Jahr 1960 auf 80,6 Jahren im Jahr 2007 angestiegen. Wir unterstellen in Modell 2, dass auch in Deutschland der technische Fortschritt in der Medizin maßgeblich zu diesem Rückgang beigetragen hat und nutzen das Sterbealter als Proxy für den technischen Fortschritt.

Ferner nehmen wir in weiteren Schätzgleichungen (Modelle 3 und 4) drei Dummyvariablen auf. Diese testen einerseits die Wirkung der deutschen Wiedervereinigung (Dummy „wv91“) und andererseits den Einfluss staatlicher Eingriffe in Form der großen Gesundheitsreformen auf die Ausgabenentwicklung in der GKV. Die Spezifizierung der Dummyvariablen erfolgt, indem die entsprechende Variable ab dem relevanten Jahr den Wert 1 annimmt (z. B. ab dem Jahr 1991 nimmt der Wiedervereinigungsdummy den Wert 1 an).

In den finalen Spezifikationen wurde die Gesundheitsreform des Jahres 1989 (*grg89*) als Proxy für den Beginn großer staatlicher Kostensenkungsmaßnahmen berücksichtigt: Mit dieser Gesundheitsreform wurden erstmalig relativ starke Kostensenkungsanreize (u. a. Festbeiträge für Arznei, Heil- und Hilfsmittel, erhebliche Selbstbeteiligung zwischen 40 und 50 Prozent beim Zahnersatz) im deutschen Gesundheitswesen implementiert.

Modell 3 schätzt die Niveaueffekte der Wiedervereinigung und des *grg89*. Da dem *grg89* in regelmäßigen Abständen weitere Gesundheitsreformen mit nach sich ziehenden Kostensenkungsmaßnahmen (Einführung von Budgets im ambulanten und stationären Bereich, DRG-Einführung im Krankenhausbereich, Praxisgebühr, etc.) folgten, wurde in Modell 4 der Interaktionsdummy *Zeitgrg89* integriert. Dieser Interaktionsdummy testet, ob seit dem *grg89* die Gesundheitsreformen generell das Wachstum der GKV-Ausgaben dämpfen konnten. Tabelle 1 präsentiert die finalen Modellspezifikationen.

ses zu vermeiden und wurde Ende der 60er Jahre entwickelt. Die Angioplastie aus den 70er Jahren verwendet einen Ballonkatheter zur Öffnung der blockierten Herzkranzgefäße und hat sich in den 80er und 90er Jahren massiv als Therapiemethode auch in Deutschland ausgeweitet. Seit Mitte der 90er Jahre wurden in der Angioplastie zunehmend kleine geflochtene Röhrchen (Stents) eingesetzt, die die Herzarterie offen halten. Als weiteres Beispiel für die Bedeutung des technischen Fortschritts in der Medizin lässt sich die Versorgung Frühgeborener anführen. Frühgeborenen konnte vor 50 Jahren vor der 22. Schwangerschaftswoche kaum geholfen werden, da sie aufgrund einer insuffizienten Lungenfunktion an Sauerstoffmangel starben. (Vgl. im Folgenden auch Felder, 2006, 61 f.). Heute ist es auch möglich diese Kinder zu retten, da sich seither die Technik der Behandlung von Frühgeborenen enorm verbessert hat. Inkubatoren wurden ständig weiterentwickelt und stehen heute in jeder Geburtsstation eines Krankenhauses. Beatmungsgeräte, die für einen optimalen Sauerstoffdruck sorgen, und die Phototherapie, die vor Gelbsucht schützt, wurden in den 70er Jahren entwickelt und gehören nun zur Standardausstattung. Kortikosteroide zur Beschleunigung des Wachstums von Frühgeborenen und Wehenhemmer verbreiteten sich anfangs der 80er Jahre. Ende der 80er und anfangs der 90er Jahre folgte die Verwendung von Surfactant zur Unterstützung der Lungenreife und von Medikamenten, die eine operative Intervention bei bestimmten Herzfehlern substituierten.

Tabelle 1

Finale Spezifikationen der Regressionsmodelle

Modell I: $\log(gkv_t) = C + \beta_1 \log(gkv_{t-1}) + \beta_2 \log(be_{t-1}) + \beta_3 \log(rq_t) + \beta_4 zeit_t + u_t$
Modell II: $\log(gkv_t) = C + \beta_1 \log(gkv_{t-1}) + \beta_2 \log(be_{t-1}) + \beta_3 \log(rq_t) + \beta_4 sterbealter_t + u$
Modell III: $\log(gkv_t) = C + \beta_1 \log(gkv_{t-1}) + \beta_2 \log(be_{t-1}) + \beta_3 \log(rq_t) + \beta_4 zeit_t + \beta_5 grg89 + \beta_6 wv91 + u_t$
Modell IV: $\log(gkv_t) = C + \beta_1 \log(gkv_{t-1}) + \beta_2 \log(be_{t-1}) + \beta_3 \log(rq_t) + \beta_4 zeit_t + \beta_5 grg89 + \beta_6 wv91 + \beta_7 Zeitgrg89 + u_t$

t = Jahre (1960, ..., 2008), C = Konstante, $\log(gkv)$ = logarithmierte reale pro-Kopf-Ausgaben, $\log(be)$ = logarithmiertes Bruttoeinkommen, $\log(rq)$ = logarithmierter Rentnerquotient, $zeit$ = linearer Zeittrend, $sterbealter$ = durchschnittliches Sterbealter, $wv91$ = Deutsche Wiedervereinigung, $grg89$ = Gesundheitsreformgesetz 89.

Die in Tabelle 2 dargestellten Schätzergebnisse zeigen, dass in Modell 1 alle Schätzkoeffizienten bis auf den Rentnerquotient signifikant sind. Ersetzt man den Zeittrend durch das Sterbealter als Proxy für den technischen Fortschritt (Modell 2), ändert sich wenig an den Koeffizienten der anderen Variablen, und das Sterbealter hat anstatt des Zeittrends einen signifikanten Einfluss auf die realen pro-Kopf-Ausgaben. Im Modell 3 erweisen sich die zusätzlich aufgenommen Dummyvariablen für das Reformgesetz von 1989 sowie für die deutsche Wiedervereinigung als signifikant. Jedoch verliert in dieser Spezifikation der Zeittrend für den medizinisch-technischen Fortschritt an signifikanter Erklärungskraft. Der negative Schätzkoeffizient des in Modell 4 aufgenommenen Interaktionsdummys *Zeitgrg89* deutet eine kostensenkende Wirkung der Gesundheitsreformen im Zeitverlauf an, ohne jedoch statistische Signifikanz zu erreichen.

Das ebenfalls angeführte Akaike-Informationskriterium (AIC) weist Modell 4 als bestes Schätzmodell aus.¹⁵ Alle Schätzvariablen weisen das theoretisch fundierbare und damit erwartete Vorzeichen auf.

Die Signifikanz des Zeittrends und des Sterbealters – jeweils als Proxy für den medizinisch-technischen Fortschritt – bestätigt die Ergebnisse früherer Schätzungen für Deutschland (Breyer/Ulrich, 2000; Sauerland, 2005). Der Rentnerquotient zeigt in keiner Spezifikation ein signifikantes Vorzeichen.¹⁶

¹⁵ Das Akaike-Informationskriterium (AIC) ist eine Kennzahl zum Vergleich alternativer Spezifikationen von Regressionsmodellen. Modelle mit geringerem AIC-Wert werden dabei bevorzugt. Bei der Berechnung des AIC geht die Komplexität des Modells, gemessen an der Anzahl der Parameter, negativ in die Beurteilung ein, weil ansonsten umfassende Modelle mit vielen Parametern bevorzugt würden.

¹⁶ Auch in feineren Modellierungen der Altersstruktur, bei denen wir verschiedene Altersklassendummies (für Altersgruppen 20 bis 39 Jahre, 40 bis 59 Jahre, 60 bis 79 Jahre, über 80 Jahre sowie Referenzdummy für Altersgruppe unter 20 Jahre) in die Regressions-

Tabelle 2

Determinanten der realen pro-Kopf-Ausgaben I (Regressionsmodelle)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
$\log(gkv_{t-1})$	0,6205*** (0,1050)	0,5831*** (0,1110)	0,5870*** (0,0996)	0,510*** (0,109)
$\log(be_{t-1})$	0,3778** (0,1240)	0,3689*** (0,1113)	0,4641*** (0,1188)	0,403*** (0,126)
$\log(rq)$	0,1351 (0,0907)	0,1329 (0,0908)	0,0791 (0,0991)	0,185 (0,124)
<i>Zeit</i>	0,0030** (0,0015)		0,0030 (0,0021)	0,008** (0,004)
<i>grg89</i>			−0,0746** (0,0288)	0,089 (0,126)
<i>wv91</i>			0,0741** (0,0280)	0,088** (0,030)
<i>Zeitgrg89</i>				−0,006 (0,004)
<i>Sterbealter</i>		0,0167** (0,0078)		
<i>_cons</i>	−0,6814 (0,5904)	−1,5249** (0,7527)	−1,3052** (0,5861)	−0,187 (0,963)
<i>N</i>	48	48	48	48
Adj. r^2	0,9957	0,9962	0,9965	0,9970
AIC	−180,7237	−184,6314	−182,2037	−186,308
Dickey-Fuller-test (<i>Ho</i> = Einheitswurzel)	$Z = -7,101$ MacKinnon P -Wert = 0,000	$Z = -8,501$ MacKinnon P -Wert = 0,000	$Z = -8,010$ MacKinnon P -Wert = 0,000	$Z = -7,677$ MacKinnon P -Wert = 0,000
Breusch-Pagan/Cook- Weisberg-test (<i>Ho</i> = keine Auto- korrelation)	$\text{Chi}^2 = 0,89$ $\text{Prob} > \text{chi}^2 =$ 0,35	$\text{Chi}^2 = 0,05$ $\text{Prob} > \text{chi}^2 =$ 0,82	$\text{Chi}^2 = 0,05$ $\text{Prob} > \text{chi}^2 =$ 0,82	$\text{Chi}^2 = 0,07$ $\text{Prob} > \text{chi}^2 =$ 0,79
Breusch-Godfrey- LM test (<i>Ho</i> = Homoskedastie)	$\text{Chi}^2 = 0,28$ $\text{Prob} > \text{chi}^2 =$ 0,60	$\text{Chi}^2 = 1,988$ $\text{Prob} > \text{chi}^2 =$ 0,1586	$\text{Chi}^2 = 2,06$ $\text{Prob} > \text{chi}^2 =$ 0,15	$\text{Chi}^2 = 1,52$ $\text{Prob} > \text{chi}^2 =$ 0,21

Standardfehler in Klammern, * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Das Ergebnis der hier verwendeten Schätzung mit Makrodaten steht damit in Einklang mit einer Reihe von internationalen Studien zur Ausgabenprojektion, die ebenfalls keinen Effekt des Alters auf die Gesundheitsausgaben finden

gleichung eingefügt haben ändert sich dieses Ergebnis nicht, und es wird kein signifikanter Effekt der Altersstruktur gefunden. Die Ergebnisse dieser Regressionen sind auf Nachfrage von den Autoren erhältlich.

(z. B. Gerdtham et al., 1992; O'Connel, 1996 oder Anderson/Hussey, 2000). Ebenfalls widerspricht es nicht mikrobasierten Arbeiten, die darauf hinweisen, dass der Alterseffekt auf die Ausgaben überschätzt wird, da der Anstieg des Ausgabenprofils mit der höheren Todesrate älterer Menschen korreliert.¹⁷ Das hier präsentierte Ergebnis steht jedoch im Widerspruch zu Studien auf Grundlage mikrobasierter Daten, die mit steigendem Alter signifikant wachsende Ausgabenprofile nachweisen (Buchner/Wasem, 2000).

In diesem Zusammenhang ist jedoch zum einen darauf zu verweisen, dass der Rentnerquotient seit 1960 bei steigendem Trend eine relativ geringe Varianz hatte und damit die Unsicherheit bei der Schätzung des Koeffizienten sehr hoch ist. Diese Unsicherheit wird weiter erhöht durch die Tatsache, dass ebenso das pro-Kopf-Einkommen, die GKV-Ausgaben pro-Kopf sowie per Definition die Variable Zeit einen positiven Zeittrend aufweisen und damit mit dem Rentnerquotienten stark korrelieren.¹⁸ Daher sollte der insignifikante Rentnerquotient mit Vorsicht interpretiert werden.

Zum anderen misst der Rentnerquotient in Analysen mit Makrodaten, inwiefern die Alterung der Gesellschaft die Höhe derjenigen Finanzmittel beeinflusst, die in das Gesundheitssystem fließen (Getzen, 1992). Demgegenüber wird in Analysen auf Grundlage von Mikrodaten eher gemessen, wie die Alterung die Allokation (gegebener) Mittel beeinflusst. Daher ist es kein Widerspruch, dass in Analysen mit Makrodaten überwiegend kein Alterseffekt gefunden wird, während viele Analysen auf Grundlage von Mikrodaten einen Effekt aufzeigen.

Ein Regressionsansatz bei der Analyse von Zeitreihen ist bekanntlich nur statthaft, wenn die Residuen stationär sind, d. h. sofern ihr Erwartungswert und Varianz endlich und zeitunabhängig sind sowie die Autokovarianzen lediglich von der Länge des Lags zwischen zwei Realisationen des Prozesses abhängen. Mit Hilfe des Engle-Granger-Tests auf Kointegration wurde für alle Regressionsmodelle gezeigt (vgl. Tabelle 2 unten), dass die entsprechenden Residuen keine Einheitswurzel aufweisen und damit stationär sind.¹⁹ Somit liegt keine Scheinkorrelation zwischen den Variablen vor. Auch die üblichen Tests auf Heteroskedastizität und Autokorrelation (vgl. Tabelle 2 unten) liefern keine Ar-

¹⁷ Die Autoren dieser Arbeiten betonen, dass die sehr ausgabenintensiven zwei letzten Jahre vor dem Todeszeitpunkt in der älteren Bevölkerungsgruppe häufiger auftreten und damit höhere Kosten verursachen. Ein Anstieg der Lebenserwartung senkt bei gegebenem Alter die Wahrscheinlichkeit zu sterben und muss daher bei der Wirkung des Alters auf die Gesundheitsausgaben berücksichtigt werden (z. B. Werblow et al., 2007).

¹⁸ In den kommenden drei Jahrzehnten wird der Rentnerquotient deutlich ansteigen, was zukünftig eine höhere Präzision bei den Schätzungen zulässt.

¹⁹ Eine Einheitswurzel liegt vor, wenn die Wurzeln des charakteristischen Polynoms eines autoregressiven Prozesses p -ter Ordnung innerhalb oder auf dem Einheitskreis liegen. Mit Hilfe des Augmented-Dickey-Fuller Tests konnte gezeigt werden, dass sowohl die realen GKV-Ausgaben als auch das reale pro-Kopf Einkommen nicht stationär sind bzw. eine Einheitswurzel haben.

gumente gegen die gewählten Modellierungen. Mit Hinblick auf die Determinanten der GKV-Ausgaben bleibt an dieser Stelle festzuhalten, dass insbesondere die Einkommensentwicklung und der medizinisch-technische Fortschritt einen signifikanten Einfluss auf die GKV-Ausgabenentwicklung hatten. Zudem wurde das Ausgabenniveau von der Wiedervereinigung und der Gesundheitsreform des Jahres 1989 signifikant beeinflusst.

3.2 VAR-Modelle

Wie in Abschnitt 2 beschrieben, wird bei den Regressionsmodellen die Exogenität der Regressionsvariablen unterstellt. Da diese Annahme sehr restriktiv ist (vgl. Abschnitt 2), haben wir zusätzlich VAR-Modelle zur Projektion der Gesundheitsausgaben geschätzt. Die Spezifikationslogik von VAR-Modellen ist in den Gleichungen 1 und 2 für den einfachen Fall eines VAR-Modells mit zwei endogenen Variablen und einer Lag-Länge von 1 dargestellt:

$$(1) \quad y_t = \beta_{10} + \beta_{11} y_{t-1} + \beta_{12} x_{t-1} + \varepsilon^y_t.$$

$$(2) \quad x_t = \beta_{20} + \beta_{21} y_{t-1} + \beta_{22} x_{t-1} + \varepsilon^x_t.$$

Dabei stellen x und y die endogenen Variablen dar, t repräsentiert einen Zeitindex, β_{10} und β_{20} entsprechen dem konstanten Achsenabschnitt der Gleichung und ε steht für den Fehlerterm.

In den finalen Spezifikationen fiel unsere Entscheidung auf zwei VAR-Modelle mit folgenden endogenen Variablen: logarithmierte reale pro-Kopf-Ausgaben, logarithmiertes reales pro-Kopf-Bruttoeinkommen, logarithmierter Rentenquotient, ein exogener Zeittrend (VAR-Modell 1), sowie das durchschnittliche Sterbealter als Proxy für den technischen Fortschritt anstelle des Zeittrends (VAR-Modell 2). Auf eine komplexere Modellierung entsprechend der Spezifizierung der Regressionsmodelle wurde verzichtet, da wir nur 48 Beobachtungen haben und in VAR-Modellen mit vielen Variablen die Freiheitsgrade stark abnehmen und die Unsicherheit der Ergebnisse stark zunimmt. Auf Grundlage des Akaike- und des BIC-Informationskriterium wurde in allen Modellen eine Lag-Länge von 1 gewählt.

Die VAR-Modelle wurden in Niveaugrößen geschätzt. Die Schätzung des VAR-Modells in nichtstationären Niveaugrößen führt bei integrierten Variablen zu konsistenten Schätzern, da potentielle Kointegrationsbeziehungen implizit enthalten sind.²⁰ Auf eine Differenzenbildung der Variablen zur Erzielung sta-

²⁰ Vgl. Sims/Stock/Watson, 1990. Dass die realen pro-Kopf-Ausgaben und die realen pro-Kopf-Bruttoeinkommen kointegriert vom Grade 1 sind, zeigen wir in einem Diskussionspapier zu diesem Forschungsprojekt. Vgl. hierzu Sauerland/Wübker, 2010.

tionärer Zeitreihen sowie auf die Berücksichtigung von Kointegrationsbeziehungen im Rahmen eines Vector Error Correction Modells wurde verzichtet. Einerseits gehen bei der Bildung von Differenzen Informationen potentieller Langfristbeziehungen zwischen kointegrierten Variablen verloren, zum anderen stellt die Schätzung von Kointegrationsvektoren eine zusätzliche Unsicherheitsquelle dar (Belke, Eppendorfer und Heine 2001). Tabelle 3 stellt die Ergebnisse der VAR-Schätzungen dar.

Tabelle 3

Determinanten der realen pro-Kopf-Ausgaben II (VAR-Modelle)

	VAR-Modell I			VAR-Modell II			
Abhängige Variable	$\log(gkv_t)$	$\log(be_t)$	$\log(rq_t)$	$\log(gkv_t)$	$\log(be_t)$	$\log(rq_t)$	Sterbealter
$\log(gkv_{t-1})$	0,647*** (0,100)	0,011 (0,073)	0,085 (0,072)	0,601*** (0,108)	-0,027 (0,079)	0,073 (0,078)	0,080 (0,444)
$\log(be_{t-1})$	0,370*** (0,120)	0,863*** (0,087)	-0,118 (0,072)	0,364*** (0,109)	0,905*** (0,082)	-0,102 (0,079)	0,355 (0,454)
$\log(rq_{t-1})$	0,084 (0,093)	0,209*** (0,067)	0,953*** (0,066)	0,096 (0,092)	0,210*** (0,068)	0,952*** (0,067)	-0,485 (0,380)
Zeit	0,0026 (0,0014)	-0,001 (0,001)	-0,0005 (0,0010)				
Sterbealter				0,015** (0,007)	-0,002 (0,005)	-0,002 (0,005)	0,957*** (0,031)
Cons	-0,844*** (0,618)	1,493*** (0,449)	0,453 (0,442)	-1,544** (0,758)	1,485 (0,562)	0,489 (0,550)	-0,941 (3,126)
R^2	0,996	0,993	0,971	0,996	0,993	0,971	0,998

Standardfehler in Klammern, * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Es zeigt sich, dass in VAR-Modell 1 und 2 jeweils die GKV-Ausgaben pro-Kopf der Vorperiode sowie das Bruttoeinkommen pro-Kopf der Vorperiode einen signifikanten Einfluss auf die aktuellen GKV-Ausgaben pro-Kopf haben. Zudem hat in VAR-Modell 2 das Sterbealter der Vorperiode einen signifikanten Einfluss auf die aktuellen GKV-Ausgaben. Dabei ist jedoch zu beachten, dass von statistischen Korrelationen zwischen den verschiedenen Variablen nicht auf die Kausalität zwischen diesen Variablen geschlossen werden kann.

Eine Technik zur besseren Interpretation von Koeffizienten in VAR-Modellen besteht darin, die Granger-Kausalität zwischen den Variablen zu untersuchen. Granger-Kausalitätstests ermöglichen es, die zeitlichen Abhängigkeiten von Zeitreihen zu analysieren. Das Konzept beruht auf der Annahme, dass die Ursache der Wirkung zeitlich nicht nachfolgt. Anders formuliert: Die Zukunft ist nicht kausal für die Vergangenheit, sondern nur die Vergangenheit kann die

Zukunft kausal beeinflussen.²¹ Die Ergebnisse der im Anhang dargestellten Tabelle A1 sagen aus, dass die Bruttoeinkommen pro-Kopf sowie das Sterbealter (VAR-Modell 2) für das aktuelle Jahr (t) relevante Informationen über die GKV-Ausgaben pro-Kopf des nachfolgenden Jahres ($t + 1$) enthalten. Die Bruttoeinkommen pro-Kopf sowie das Sterbealter des aktuellen Jahres können somit helfen, die Werte der GKV-Ausgaben pro-Kopf des nachfolgenden Jahres zu projizieren. Umgekehrt gilt diese Aussage jedoch nicht: Die GKV-Ausgaben weisen für den betrachteten Schätzzeitraum keinen erkennbaren Vorlauf zu den Bruttoeinkommen pro-Kopf und dem Sterbealter auf. Ebenfalls findet sich kein Vorlauf zwischen Rentnerquotienten und pro-Kopf GKV-Ausgaben. Festzuhalten bleibt damit, dass insbesondere die Bruttoeinkommen pro-Kopf und das Sterbealter im Rahmen der Projektion der GKV-Ausgaben von großer Bedeutung sind. Daher werden bei den Projektionen die Konsequenzen alternativer Szenarien der Einkommensentwicklung für die Entwicklung der GKV-Ausgaben pro-Kopf geprüft. Die in Tabelle 3 dargestellten Koeffizienten geben jedoch nur Hinweise zur Wirkung der Veränderung einer Variablen der Vorperiode auf die aktuellen pro-Kopf-Ausgaben der GKV und geben keine Hinweise zur dynamischen Wirkung von Veränderungen in den Variablen.

Um die Projektionsergebnisse zu den VAR-Modellen aus dem nächsten Abschnitt besser nachvollziehen zu können, haben wir schließlich untersucht, welche dynamischen Auswirkungen die schockbedingte Veränderung einer endogenen Variablen um ein Prozent bzw. eine Einheit (Impuls) auf die zukünftigen GKV-Ausgaben pro-Kopf (Antwort) hat. Die Impuls-Antwort-Funktionen in Tabelle 4 geben somit an, wie sich die Veränderung einer Variablen auf die Zeitreihe einer anderen Variablen auswirkt.

Die Ergebnisse zu VAR-Modell 1 zeigen, dass z. B. eine exogene Erhöhung des Bruttoeinkommens pro-Kopf um ein Prozent die GKV-Ausgaben pro-Kopf nach einem Jahr um 0,36 Prozent, nach 3 Jahren kumulativ um 1,52 Prozent und nach 6 Jahren kumulativ um 3,13 Prozent erhöht. Aufgrund der Interdependenzen zwischen den Variablen (siehe Tabelle 3 und Anhang A1) nimmt der marginale Einfluss des Bruttoeinkommens pro-Kopf auf die zukünftigen GKV-Ausgaben pro-Kopf im Zeitverlauf zu. Die Zuwachsraten nehmen aber ab und der Prozess ist stabil, wie der Test auf Stabilität des VAR-Modells zeigen konnte.²²

Die dynamischen Wirkungen sind beim Einfluss einer exogenen Erhöhung der GKV-Ausgaben auf die zukünftigen GKV-Ausgaben pro-Kopf anders: Hier ermitteln wir im VAR-Modell 1 nach einem Jahr einen hohen marginalen Ein-

²¹ Notwendige Voraussetzung für eine Ursache-Wirkungs-Kette ist, dass die Ursache der Wirkung zeitlich vorausgeht. Das Konzept der Granger-Kausalität ist jedoch nur eine notwendige Bedingung und unterliegt daher einer Reihe von kritischen Einwänden. Vgl. hierzu z. B. Kennedy, 2008.

²² Die Eigenwerte der Variablen sind kleiner eins. Das VAR-System zeigt damit kein explosives Verhalten.

fluss (0,64 Prozent) und dann einen stetig abnehmenden marginalen Einfluss (0,18 Prozent nach sechs Jahren). In der Konsequenz ist der kumulative Einfluss einer einprozentigen exogenen Erhöhung des beitragspflichtigen pro-Kopf-Einkommens nach 6 Jahren deutlich größer (3,13 Prozent) als der kumulative Einfluss einer einprozentigen exogenen Erhöhung der GKV-Ausgaben pro-Kopf.

Tabelle 4

Impuls-Antwort-Funktion für die VAR-Modelle 1 und 2

Jahr	VAR-Modell 1							
	Effekt GKV plus 1 % auf GK in %		Effekt BPE plus 1 % auf GKV in %		Effekt RQ plus 1 % auf GKV in %		Effekt Sterbealter plus 1 Jahr auf GKV in %	
	marginal	kumulativ	marginal	kumulativ	marginal	kumulativ	marginal	kumulativ
1	0,64***	1,65***	0,36***	0,36***	0,08	0,08		
2	0,42***	2,07***	0,54***	0,92***	0,21	0,29		
3	0,30***	2,37***	0,60***	1,52***	0,35	0,65		
4	0,23	2,61***	0,59***	2,11***	0,48	1,13		
5	0,19	2,80***	0,54***	2,66***	0,60	1,74		
6	0,18	2,99***	0,47***	3,13***	0,70	2,45		
	VAR-Modell 2							
	marginal	kumulativ	marginal	kumulativ	marginal	kumulativ	marginal	kumulativ
1	0,60***	1,60***	0,36***	0,36***	0,09	0,09	1,55***	1,55***
2	0,36***	1,96***	0,54***	0,90***	0,22	0,31	2,33***	3,88***
3	0,22	2,18***	0,61***	1,51***	0,34	0,66	2,64**	6,51***
4	0,14	2,32***	0,60***	2,11***	0,46	1,12	2,71	9,22***
5	0,11	2,42***	0,56***	2,67***	0,57	1,70	2,63	11,85***
6	0,09	2,52***	0,49***	3,17***	0,65	2,36	2,50	14,35*

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Es ist schwierig, diese dynamischen Zusammenhänge zwischen den Variablen ökonomisch zu erklären. Daher müssen sich VAR-Modelle auch der Kritik der fehlenden theoretischen Fundierung erwehren (Kennedy, 2008). Die Nutzung des rein statistischen Zusammenhangs zwischen den Variablen, den VAR-Modelle wiedergeben und der sich auch in den Impuls-Antwort-Funktionen widerspiegelt liefert jedoch gute Projektionen von zukünftigen Werten und hat sich als komplementäres Verfahren gegenüber alternativen Projektionsverfahren etabliert (Kennedy, 2008, 331 ff.).

Im nächsten Abschnitt sollen daher sowohl die Schätzkoeffizienten der linearen Regressions- als auch der VAR-Modelle herangezogen werden, um die zukünftige Ausgabenentwicklung in der GKV zu projizieren.

3.3 Projektionen I: Die künftige Ausgabenentwicklung

Zunächst stellen wir die Projektionen der Ausgabenentwicklung vor. Diese werden genutzt, um anschließend die Auswirkungen der künftigen Ausgabenentwicklung auf (1) die GKV-Beitragssätze bei angenommener Beibehaltung des einkommensabhängigen Finanzierungssystems (im Status quo) und (2) die Höhe möglicher Kopfpauschalen bei einer Umstellung der GKV-Finanzierung auf ein solches System zu bestimmen. Da langfristige Projektionen stark von der Modellierung und von den Projektionsprämissen abhängen und es sehr schwierig ist, das „beste Modell“ zu identifizieren (Elliott/Timmermann, 2008), kann die Verwendung einer einzigen Modellspezifikation äußerst problematisch sein. Ein Ansatz besteht darin, verschiedene Modelle zu rechnen, zu vergleichen und über die Modelle zu mitteln (Elliott/Timmermann, 2008). Daher nutzen wir zur Berechnung der notwendigen Werte alternative Modelle mit unterschiedlichen Projektionsprämissen und mitteln über die Modelle hinweg, um möglichst robuste Resultate zu erhalten. Es werden a) unkonditionierte VAR-Modelle, b) konditionierte Regressionsmodelle und c) konditionierte VAR-Modelle zur Projektion der GKV-Ausgaben herangezogen.

In den unkonditionierten VAR-Modellen werden die notwendigen Werte vollständig endogen berechnet. Konkret erfolgt auf Basis der aktuellen Daten und unter Nutzung der Schätzkoeffizienten der VAR-Modelle (vgl. Tabelle 4) die Projektion der Variablenwerte des ersten in der Zukunft liegenden Jahres (d. h. außerhalb des Datensatzes). Für die weiter in der Zukunft liegenden Projektionsschritte werden die bereits projizierten Werte rekursiv herangezogen.

In den konditionierten linearen Regressions- und VAR-Modellen erfolgt die Projektion demgegenüber auf Grundlage verschiedener Annahmen über die künftige Entwicklung der in die Projektion eingehenden Variablen. Die Annahmen sind in Tabelle 5 aufgeführt und werden soweit möglich ökonomisch plausibel abgeleitet. Sie basieren zum einen auf Projektionen verschiedener Organisationen (z. B. Bevölkerungsprognose des Statistischen Bundesamtes, BIP-Prognose des Ifo-Instituts). Zum anderen (und alternativ) orientieren sich die Annahmen an der Entwicklung der jeweiligen Größen der Vergangenheit. Um robuste Resultate zu erhalten, werden alternative Annahmen insbesondere für das Bruttoeinkommen pro Kopf gesetzt, da sich dieses in den linearen Regressions- und VAR-Modellen als zentrale Variable zur Erklärung der GKV-Ausgaben erwiesen hat. Aus Tabelle 5 wird ersichtlich, dass die realen Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit pro-Kopf (d. h. Arbeitnehmerentgelt) im Zeitraum von 1999 bis 2008 mit 0,04 Prozent, aber auch seit 1980 (mit 0,4 Prozent) pro Jahr, nur sehr moderat gewachsen sind. Mögliche Gründe für dieses geringe Wachstum sind das schwache Wachstum des realen BIP pro-Kopf sowie der Rückgang der Lohnquote.²³

²³ So hat sich das reale BIP-pro-Kopf seit 1980 nur um 1,1 Prozent pro Jahr erhöht. Die Bruttolohnquote hat sich von 75,2 Prozent im Jahr 1980 auf 63,7 Prozent im Jahr

Tabelle 5

Verwendete Variablen und Annahmen

Variable	Beschreibung	Annahme	Wert
$\log(be)$, logarithmier- tes Bruttoein- kommen aus unselbstän- diger Arbeit (d. h. Arbeit- nehmerent- gelt), real pro Kopf	Geht in die Schätzglei- chung ein	Szenario A: Entwickelt sich bis 2013 mit dem Durchschnitts- wachstum der letzten 10 Jahre, danach im langfristi- gen Wachstumstrend seit 1980 Szenario B: Entwickelt sich parallel zur Ifo-Prognose zum langfristigen Wirtschaftswach- stum (historische Differenz von 0,7 Prozent zwischen BIP pro Kopf und Bruttoeinkommen seit 1980 wird fortgeschrieben) Szenario C: Entwickelt sich parallel zur Ifo-Prognose zum langfristigen Wirtschaftswach- stum (historische Differenz zwischen BIP pro Kopf und Bruttoeinkommen wird auf 0,4 Prozent reduziert)	Szenario A: 2009 bis 2013: + 0,464‰ p.a. Ab 2014: + 3,55‰ p.a. Szenario B: 2009 bis 2020: + 0,3 % p.a. 2020 bis 2030: + 0,6 % p.a. 2030 bis 2040: + 0,3 % p.a. 2040 bis 2050: + 0,6 % p.a. Szenario C: 2009 bis 2020: + 0,6 % p.a. 2020 bis 2030: + 0,9 % p.a. 2030 bis 2040: + 0,6 % p.a. 2040 bis 2050: + 0,9 % p.a.
$\log(rq)$, logarithmier- ter Anteil der Rentner an Gesamtmit- gliedern der GKV	Geht in die Schätzglei- chung ein	Entwickelt sich wie der Anteil der über 65-jährigen	Anteil der über 65-jährigen von 2008 bis 2050 gemäß 12. koordinierter Bevöl- kerungsvorausrechnung, Variante 1, W2 (Geburten- häufigkeit: annähernd konstant bei 1,4, Lebens- erwartung: Basisannahme, Wanderungssaldo: 200.000 ab 2020)
Anteil der Versicherten an der Ge- samtbevöl- kerung	Wird zur Umrechnung der realen pro Kopf Aus- gaben in reale Gesamtaus- gaben benö- tigt	Entwickelt sich bis 2013 mit dem Durchschnittswachstum der letzten 10 Jahre, danach konstant	2008: 0,8513 2009 bis 2013: – 3,5‰ p.a. Ab 2014: konstant 0,8338

Fortsetzung auf folgender Seite

2008 reduziert (Rückgang um ca. 16 Prozent). Vgl. eigene Berechnungen nach Daten des StatBA 2009. Mit dem Rückgang der Lohnquote kann das geringere Wachstum des realen Bruttoeinkommens pro-Kopf im Vergleich zur realen BIP-pro-Kopf-Entwicklung erklärt werden.

Fortsetzung Tabelle 5

Variable	Beschreibung	Annahme	Wert
Preisindex der Lebenshaltung (Basisjahr 1995)	Wird zur Umrechnung der realen Gesamtausgaben in nominale Gesamtausgaben benötigt	Entwickelt sich bis zum Jahr 2013 mit dem Durchschnittswachstum der letzten 10 Jahre, danach mit der Zielinflationsrate der EZB	2008: 123,28 2009 bis 2013: + 1,7% p.a. Ab 2014: + 2% p.a.
nominale beitragspflichtige Einkommen	Werden zur Berechnung der Beitragssätze benötigt	Entwickelt sich bis zum Jahr 2013 mit dem Durchschnittswachstum der letzten 10 Jahre, danach Wachstum um jährlich 1,5% Alternative Wachstums-szenarien in der Sensitivitätsanalyse (Tabelle 7)	2009 bis 2013: + 1,06% p.a. Ab 2014: + 1,5% p.a. Alternative Wachstums-szenarien in der Sensitivitätsanalyse
Gesundheitsfonds: Bundeszuschuss für versicherungsfremde Leistungen	Werden zur Berechnung der Beitragssätze benötigt	Entwickelt sich entsprechend den gesetzlichen Vorgaben.	2007 und 2008: 2,5 Mrd. Euro. 2009 : 7,2 Mrd. Euro 2010: 11,8 Mrd. Euro 2011: 13,3 Mrd. Euro Ab 2012: 14 Mrd. Euro p.a.

Grundlage des Szenarios B sind Modellrechnungen des Ifo-Instituts zu den Folgen der gesellschaftlichen Alterung für die öffentlichen Finanzen, die im Auftrag des Bundesministeriums für Finanzen (BMF) erstellt wurden. Das Ifo-Institut setzt bei diesen Analysen Annahmen zur realen BIP pro-Kopf Entwicklung bis zum Jahr 2050. Es unterstellt bis 2020 Wachstumsraten von 1 Prozent, von 2020 bis 2030 Wachstumsraten von 1,3 Prozent, von 2030 bis 2040 Wachstumsraten von 1 Prozent und von 2040 bis 2050 Wachstumsraten von 1,3 Prozent.²⁴ Bei den Setzungen berücksichtigt das Ifo u. a. die zukünftige Arbeitsmarkt- und Demographieentwicklung. Wir orientieren uns bei der Projektion des realen Bruttoeinkommens pro-Kopf an den Setzungen des Ifo-Instituts. Da seit 1980 das Wachstum des realen Bruttoeinkommens Pro-Kopf um ca. 0,7 Prozent hinter dem BIP Pro-Kopf Wachstum zurückgeblieben ist, schreiben wir in Szenario B diesen Trend fort und unterstellen die in Tabelle 5 angegebenen zukünftigen Wachstumsraten. In Szenario C sind wir optimistischer und gehen davon aus, dass das BIP pro-Kopf zukünftig nur noch um 0,4 Prozent schneller wächst als die realen pro-Kopf-Einkommen und damit der seit 1980 bestehende Trend nach oben durchbrochen wird.

Für die Projektion der GKV-Beitragssätze – als zentralem Ziel unserer Arbeit – ist jedoch nicht die unterstellte Höhe des Wachstums der realen Brutto-

²⁴ Vgl. BMF, 2008, 40.

einkommen pro-Kopf zentral, sondern die Differenz zwischen der Entwicklung der realen Bruttoeinkommen pro-Kopf und der beitragspflichtigen Einkommen. Dies liegt an der Finanzierungslogik der GKV (vgl. Abschnitt 4.1).

Ähnlich wie die Entwicklung der realen Bruttoeinkommen pro-Kopf sind auch die beitragspflichtigen Einkommen in den vergangenen Jahren nur sehr moderat gewachsen. Grund hierfür ist zum einen die schwache Entwicklung der sozialversicherungspflichtigen Bruttoeinkommen, die auch durch eine stetige Erhöhung der Beitragsbemessungsgrenze nicht maßgeblich beschleunigt werden konnte. Darüber hinaus ist das Wachstum der Niveauvariablen „beitragspflichtige Einkommen“ gering ausgefallen, da die Anzahl der GKV-Versicherten rückläufig war. Sie ist von 71,35 Mio. im Jahr 1999 auf 70,24 Mio. im Jahr 2009 zurückgegangen.

Der Rückgang der Versicherten lässt sich zum einen durch den bereits einsetzenden Rückgang der Gesamtbevölkerung erklären und zum anderen durch die stetige Nettoabwanderung von einkommensstarken GKV-Versicherten in die Private Krankenversicherung (PKV). So hat sich z. B. die Anzahl der PKV-Versicherten von 7,3 Mio. im Jahr 1999 auf 8,6 Mio. im Jahr 2009 erhöht.²⁵ In realen Größen gerechnet, waren die beitragspflichtigen Einkommen im Zeitraum von 1999–2009 damit sogar mit knapp 0,6 Prozent pro Jahr rückläufig (1,06 Prozent abzüglich der Inflationsrate von 1,7 Prozent; vgl. Tabelle 5). Darüber hinaus hat die bereits einsetzende demographische Alterung das schwache Wachstum der beitragspflichtigen Einnahmen im Zeitraum von 1999–2009 zusätzlich negativ beeinflusst. So hat sich der Rentnerkoeffizient im Zeitraum von 1999 bis 2009 von 0,299 auf 0,335 und damit um über 12 Prozent erhöht.²⁶ Ein steigender Rentnerquotient beeinflusst die beitragspflichtigen Einnahmen negativ, da einerseits Rentner in der GKV geringere beitragspflichtige Einnahmen aufweisen als Mitglieder der GKV, die ein Arbeitnehmerentgelt beziehen. Andererseits wachsen die beitragspflichtigen Einnahmen der Rentner langsamer als die der noch-erwerbstätigen GKV-Mitglieder.²⁷

Wir haben sowohl für die realen Bruttoeinkommen pro-Kopf als auch für die beitragspflichtigen Einkommen ein konservatives zukünftiges Wachstum unterstellt. Würden wir bei beiden Größen von höheren zukünftigen Wachstumsraten ausgehen, hätten diese wenig Einfluss auf die Beitragssatzprojek-

²⁵ Vgl. eigene Berechnungen nach Daten des StatBA 2011.

²⁶ Würde sich diese Wachstumsrate bis 2050 fortsetzen, würde ein Rentnerquotient von etwa 0,52 erreicht. Dieser Wert entspricht ungefähr dem Rentnerquotient der Prognose der von uns genutzten Projektion der 12. Bevölkerungsvorausberechnung, d. h. die Alterung im Zeitraum 1999 bis 2009 entspricht in etwa der Entwicklung bis zum Jahr 2050.

²⁷ Das durchschnittlich beitragspflichtige Einkommen der Rentner lag im Jahr 2008 bei knapp 12.000 €; das der Mitglieder, die ein Arbeitnehmerentgelt beziehen bei ca. 24.000 €. Gleichzeitig wuchsen die beitragspflichtigen Einnahmen der Rentner pro-Kopf im Zeitraum von 1999 bis 2009 um 0,2 Prozent langsamer als die beitragspflichtigen Einnahmen je beschäftigtes Mitglied. Eigene Berechnungen nach Daten des BMG (2010).

tionen.²⁸ Mit anderen Worten: zentral für unsere Beitragssatzprojektionen ist die Differenz der Wachstumsraten zwischen diesen beiden Größen, die wir zunächst (bis 2014) – entsprechend der Entwicklung der letzten 10 Jahre – bei ca. 1 Prozent sehen (vgl. Differenz der Wachstumsraten der realen Bruttoeinkommen pro-Kopf im Szenario A und der beitragspflichtigen Einkommen in den Zeilen 1 und 5, jeweils rechte Spalte). Ab 2014 gehen wir von einer um 0,15 Prozent höheren Differenz (1,15 Prozent; 1,5 Prozent Wachstum beitragspflichtiges Einkommen minus 0,35 Prozent Wachstum reales Bruttoeinkommen pro-Kopf) aus. Einerseits unterstellen wir, dass ab 2014 die Zielinflationsrate der EZB erreicht wird und mit 2,0 Prozent um 0,3 Prozent höher ausfällt als im Zeitraum von 2009 bis 2014. Andererseits wird die Anzahl der Versicherten von 2014 bis 2050 demographiebedingt um durchschnittlich 0,15 Prozent pro Jahr schneller abnehmen als im Zeitraum von 1999 bis 2009. Beide Veränderungen müssen bei der Umrechnung von pro-Kopf in Niveaugrößen berücksichtigt werden und begründen eine um 0,15 Prozent höhere Differenz. Eine zusätzliche Bereinigung der Wachstumsraten der nominalen beitragspflichtigen Einkommen um die künftig steigende Zahl der Rentner erfolgt nicht, da bereits im Zeitraum von 1999 bis 2009 der Rentnerquotient im Einklang mit dem zukünftigen Trend gestiegen ist (vgl. Fußnote 26). Da die Entwicklung der beitragspflichtigen Einnahmen im Zeitraum von 1999 bis 2009 als Referenz für die Fortschreibung der beitragspflichtigen Einnahmen herangezogen wurde, findet die zukünftige Veränderung des Rentnerquotienten somit im Rahmen der Projektion bereits Berücksichtigung.²⁹ Schließlich wird in der Fortschreibung der beitragspflichtigen Einnahmen im Basismodell auch unterstellt, dass sich die Erhöhung der Beitragsbemessungsgrenze von durchschnittlich 1,35 Prozent pro Jahr (die sich im Zeitraum von 1999–2009 ergab) zukünftig fortsetzt.

Da die Projektion beider Größen mit gewissen Unsicherheiten verbunden ist, wird in Abschnitt 4.3 im Rahmen einer Sensitivitätsanalyse untersucht, wie sich alternative Differenzen dieser Größen auf die Beitragssatzentwicklung auswirken. Ziel ist es, die Robustheit der Beitragssatzprojektionen zu testen und

²⁸ Wenn wir bei beiden Größen ein jeweils um ein Prozent höheres Wachstum unterstellen, würde z. B. bei Modell 1 der projizierte Beitragssatz im Jahr 2050 knapp 1 Prozent (29 statt 30 Prozent – vgl. Abschnitt 4.2) geringer ausfallen.

²⁹ D. h. wir unterstellen in unserem Basisszenario auch zukünftig ein um knapp einen Prozentpunkt geringeres reales Wachstum der beitragspflichtigen Einkommen im Vergleich zum Wachstum des realen Bruttoeinkommens pro-Kopf (Arbeitsentgelts). Inhaltlich begründet werden kann diese Differenz insbesondere durch den demographiebedingten Rückgang der Versichertenanzahl bis 2050. So ist die Anzahl der Versicherten von 71,35 Mio. im Jahr 1999 auf 70,24 Mio. im Jahr 2008 zurückgegangen. Dieser Rückgang wird sich nach eigenen Berechnungen auf Grundlage der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausrechnung weiter fortsetzen und sich noch beschleunigen, so dass sich im Jahr 2050 voraussichtlich nur noch gut 61 Mio. Versicherte in der GKV befinden werden.

alternative Szenarien aufzuzeigen. Dabei werden sowohl höhere als auch geringere Differenzen zwischen realen Bruttoeinkommen pro-Kopf und beitragspflichtigen Einkommen modelliert. Tabelle 6 zeigt die Projektionsergebnisse zur GKV-Ausgabenentwicklung. Zum einen werden auf Basis der Annahmen aus Tabelle 5 die Ergebnisse der konditionierten linearen Regressions- und VAR-Modelle dargestellt (Spalten mit Überschrift Szenario A, B und C). Zum anderen werden die Ergebnisse der unkonditionierten VAR-Modelle, die die GKV-Ausgaben rein endogen aus den historischen Daten erklären und auf Setzungen verzichten, präsentiert (linke Spalte „Modellendogen“).

Tabelle 6

Prognostizierte GKV-Ausgaben in Mrd. Euro bis zum Jahr 2050

	GKV-Ausgaben 2009		GKV-Ausgaben 2050					
	Mrd. €	% vom BIP	Szenario A Basisszenario hist. Trend	Szenario B Ifo-Prognose		Szenario C Ifo-Prognose optimistisch		Modellen- dogen (un- konditioniert)
			Mrd. € % BIP	Mrd. €	% BIP	Mrd. €	% BIP	Mrd. €
Modell 1	165,05	7,1	572,39	7,5	620,13	7,7	731,42	9,1
Modell 2	165,05	7,1	504,50	6,4	541,03	6,6	624,66	7,8
Modell 3	165,05	7,1	507,80	6,6	554,89	6,8	665,90	8,1
Modell 4	165,05	7,1	517,27	6,8	552,41	6,9	632,17	8,2
VAR-Modell 1	165,05	7,1	549,15	7,2	595,82	7,4	704,97	8,7
VAR-Modell 2	165,05	7,1	485,60	6,3	521,70	6,5	604,63	7,7
Durchschnitts- wert	165,05	7,1	522,78	6,8	564,33	7,0	660,62	8,3
								468,09

Betrachtet man absolute Größen, so werden die Ausgaben der GKV zukünftig stark ansteigen. Im Szenario A (Basisszenario) steigen sie von 165,05 Mrd. Euro im Jahr 2008 auf projizierte Werte zwischen 485,60 Mrd. Euro (VAR-Modell 2) und 572,39 Mrd. Euro (Modell 1) im Jahr 2050 an. Mit minimal 448,60 Mrd. Euro (VAR-Modell 2 endogen) fallen die projizierten Ausgaben etwas geringer aus, wenn sie im Rahmen der unkonditionierten VAR-Modelle rein modellen-dogen errechnet werden. Sie wachsen jedoch deutlich stärker, wenn entsprechend der Ifo-Prognosen höhere Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts (BIP) und mithin höhere Wachstumsraten des Bruttoeinkommens pro-Kopf – im Vergleich zur Entwicklung seit 1980 – unterstellt werden. Dann erreichen die Projektionen Werte bis zu 731 Mrd. Euro (Szenario C; Modell 1).

Werden jedoch relative Größen herangezogen, ändern sich die Ergebnisse deutlich: Im konservativsten Basisszenario, welches die schwache Entwicklung der Bruttolöhne aus den vergangenen Jahren fortschreibt, nimmt der Anteil der GKV-Ausgaben am BIP in einigen Modellen sogar ab. Während sie im Mo-

dell 1 von 7,1 Prozent im Jahr 2009 auf 7,5 Prozent im Jahr 2050 steigen, fallen sie im VAR-Modell 2 auf 6,3 Prozent. Unterstellt man wiederum optimistischere Szenarien bei der BIP Entwicklung werden auch die relativen Größen in allen Modellen zunehmen. So wird in Szenario C in Modell 1 der Anteil der GKV-Ausgaben am BIP auf bis zu 9,1 Prozent steigen.

Das Modell 1 projiziert in allen Szenarien die höchsten Ausgaben (sowohl absolut als auch relativ) und repräsentiert im Folgenden den Worst Case der hier berechneten Modelle. Dagegen steht das VAR-Modell 2 für die geringsten Ausgaben, mithin den Best Case bei der Ausgabenentwicklung.

4. Projektionen II: Entwicklung von Beitragssatz und Kopfpauschalen

4.1 Der Status quo: einkommensabhängiger Beitragssatz

Die Projektionen der zukünftigen GKV-Beitragssätze sind besser nachvollziehbar, wenn man sich die Finanzierungslogik des aktuellen Umlageverfahrens verdeutlicht.

Die Einnahmen des Gesundheitsfonds setzen sich zusammen aus den einkommensabhängigen Beiträgen der Versicherten (und Arbeitgeber) sowie Transferzahlungen (Tr) aus dem Bundeshaushalt. Die Beiträge sind abhängig von der Höhe des vom Gesundheitsministerium festgelegten Beitragssatzes (BS) und der Summe der beitragspflichtigen Einkommen (BPE) der GKV-Mitglieder. Für die Kassen, die ihre Ausgaben nicht mit den aus dem Gesundheitsfonds zugewiesenen Mitteln decken können, kommen auf der Einnahmenseite Zusatzbeiträge (ZB) ihrer Mitglieder hinzu.³⁰

Die Ausgaben der GKV resultieren aus medizinischen Leistungen, d. h. aus ambulanten Leistungen (L_{amb}), stationären Leistungen (L_{stat}), den Leistungen in Form von Arznei-, Heil- und Hilfsmittel (L_{AHH}) sowie dem Krankengeld (KG) als Einkommensersatzleistung.

Damit lautet die Budgetgleichung der GKV in einer vereinfachten Form:

$$(1) \quad (BS * BPE) + Tr + ZB = L_{amb} + L_{stat} + L_{AHH} + KG.$$

Legt man die dargestellten Schätzmodelle zugrunde und setzt die projizierten Ausgaben auf der rechten Seite der obigen Gleichung ein, so lassen sich auf Grundlage von Gleichung (1) die künftig zur Finanzierung benötigten Beitragssätze zur GKV projizieren. Es gilt:

$$(2) \quad BS = \frac{Ausgaben_{proj} - Tr - ZB}{BPE}.$$

³⁰ Vgl. § 242 SGB V (2011).

4.2 Die künftige Entwicklung der Beitragssätze

Wie Tabelle 7 zeigt, resultiert gemäß dieser Finanzierungslogik im Basis-szenario (vgl. zu den Annahmen Tabelle 5) in den konditionierten linearen Regressions- und VAR-Modellen ein Anstieg der Beitragssätze von 15,5 Pro-zent im Jahr 2011 auf mindestens 25,3 Prozent (VAR-Modell 2) und maximal 30 Prozent (Modell 1) im Jahr 2050. Die Beitragssätze fallen mit minimal 23,35 Prozent (VAR-Modell 2 unkonditioniert) etwas geringer aus, wenn die unkonditionierten VAR-Modelle herangezogen werden.

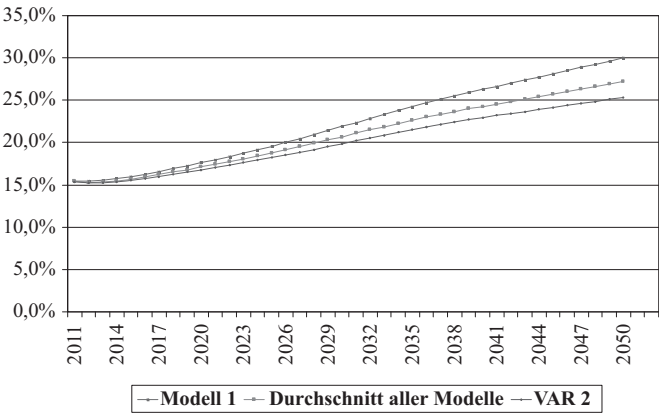
Tabelle 7

Prognostizierte GKV-Beitragssätze* (in Prozent) bis zum Jahr 2050

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	VAR-Modell 1	VAR-Modell 2	VAR-Modell 1 (unkond.)	VAR-Modell 2 (unkond.)	Durchschnitt
GKV-Beitragssätze 2050	30,00	25,64	26,53	27,04	28,75	25,34	25,44	23,35	26,51

* Dieser Schätzung liegt Szenario A der Ausgabenprojektion zugrunde.

Abbildung 3 stellt die zeitliche Entwicklung der GKV-Beitragssätze für das Worst-Case- und Best-Case-Modell im Vergleich zum Durchschnitt aller Modelle im Basisszenario dar.



Quelle: eigene Berechnungen.

Abbildung 3: Projektion der Beitragssätze 2011 bis 2050

Ergebnisse einer Vergleichsrechnung

Um diese Ergebnisse besser einordnen zu können, vergleichen wir unsere Resultate mit den in Abschnitt 2 genannten Studien von Fetzer (2006) und Postler (2010). Dabei liegt der Fokus auf einem reinen Ergebnisvergleich. Methodisch gehen die beiden genannten Studien anders vor als wir. Beide schreiben altersspezifische Ausgabenprofile fort. Die Studien bieten sich dennoch als Vergleichsrechnungen an, da sie (recht) aktuell sind und sich durch eine umfassende Berücksichtigung alternativer Szenarien zur Wirkung des medizinisch-technischen Fortschritts und der demographischen Alterung (Medikalisierungs- versus Kompressionsthese) auszeichnen. Sie greifen so die kritische Diskussion in der Literatur hierzu (vgl. Abschnitt 2) angemessen auf.

Fetzer (2006) analysiert drei Szenarien für die Wirkung einer längeren Lebenserwartung.³¹ In Szenario A (ohne es so zu nennen) schreibt er den Status-quo fort, d. h. er unterstellt keinerlei Verschiebung des altersspezifischen Ausgabenprofils. In Szenario B unterstellt er die Kompressionsthese, d. h. eine Verschiebung der altersspezifischen Ausgaben in höhere Altersklassen. Und in Szenario C gilt die Kompressionsthese, d. h. es wird eine weitere Verteilung der zukünftigen altersspezifischen Ausgaben unterstellt. Er nutzt hierzu spezifische Altersfaktoren, die von Buchner/Wasem (2004) ermittelt wurden. In seinen Szenarien unterstellt Fetzer (2006) zudem einen medizinisch technischen Ausgabendruck von 1 Prozent. Auf Basis dieser Prämissen ermittelt er in Szenario A einen Beitragssatz von ca. 28 Prozent, in Szenario B einen Beitragssatz von ca. 31 Prozent und in Szenario C von ca. 26 Prozent bis zum Jahre 2050. Fetzer findet damit ähnliche Resultate wie die vorliegende Studie

Im Gegensatz zu Fetzer (2006) verzichtet Postler (2010) auf eine Modellierung der Medikalisierungsthese.³² Er berücksichtigt jedoch in seinen Projektionen sowohl die Kompressionsthese als auch alternative Wirkungen des technischen Fortschritts. Poster (2010, S. 150 ff.) ermittelt in seinem Best-Case-Szenario (zentrale Prämissen: medizinisch technischer Ausgabendruck von 1 Prozent pro Jahr und Gültigkeit der Kompressionsthese) einen GKV-Beitragssatz von 26,9 Prozent und findet in seinem Worst-Case-Szenario (zentrale Prämissen: medizinisch technischer Ausgabendruck von 1,6 Prozent pro Jahr und Gültigkeit der Kompressionsthese) einen Beitragssatz von 34,9 Prozent bis 2050. Im Status-quo-Szenario (zentrale Prämissen: medizinisch technischer Ausgabendruck von 1,3 Prozent pro Jahr und Gültigkeit der Kompressionsthese) ermittelt er einen Beitragssatz von 30,9 Prozent bis 2050.³³ Im Vergleich

³¹ Die Entwicklung der Lebenserwartung leitet er aus der 11. Bevölkerungsvorausrechnung des Statistischen Bundesamtes ab.

³² Er begründet die Vernachlässigung der Medikalisierungsthese mit der empirischen Evidenz, die eher die Kompressionsthese stützt.

³³ Ohne Berücksichtigung der Kompression der Morbidität ermittelt Postler (2010) um bis zu 5 Prozentpunkte höhere Beitragssätze.

zu unseren Projektionen fallen damit bei Postler (2010) die Beitragssatzprojektionen etwas höher aus.³⁴

4.3 Stellschrauben der Gesundheitspolitik auf der Einnahmenseite

Die Gesundheitspolitik hat im Status quo sowohl auf der linken Seite (Einnahmen) wie auch auf der rechten Seite (Ausgaben) der Gleichung (1) Stellschrauben, um die Beitragssätze zu beeinflussen. Da die Ausgabenseite in den Projektionen auf der bereits erwähnten Status quo-Annahme basiert, stellen wir im Rahmen einer Sensitivitätsanalyse nun den Einfluss dieser Stellschrauben dar.

4.3.1 Veränderung des beitragspflichtigen Einkommens

Das beitragspflichtige Einkommen (BPE) stellt, wie Gleichung 1 zeigt, eine wesentliche Determinante der Einnahmenseite dar. Es ist in den letzten 10 Jahren (Zeitraum 1999–2008) durchschnittlich um lediglich 1,06 Prozent p.a. angestiegen. Ein möglicher Grund für den projizierten starken Anstieg der Beitragssätze liegt daher in der Annahme, dass auch künftig nur niedrige Wachstumsraten des BPE erwartet werden. Um den Einfluss unterschiedlicher Wachstumsraten des BPE abzuschätzen, werden im Folgenden drei zusätzliche Szenarien betrachtet: zwei optimistische, in denen höhere Wachstumsraten unterstellt werden, und ein pessimistisches, das von einem noch geringeren Wachstum ausgeht.

Die optimistischen Szenarien könnten eintreten, wenn (1) das Wirtschaftswachstum deutlich steigt und/oder (2) die Beitragsbemessungsgrenze zukünftig weiter systematisch angehoben würde und/oder (3) andere Einkommensarten (Mieteinkommen, Zinseinkommen, etc.) im Sinne einer Bürgerversicherung berücksichtigt würden (vgl. hierzu Sauerland 2005).³⁵ Das pessimistische Szenario könnte eintreten, wenn der negative demografiebedingte Finanzierungseffekt aufgrund des Anstiegs des Rentnerquotienten (vgl. dazu Ulrich/Schneider 2007) nicht durch die zuvor genannten Faktoren überkompensiert wird.

Während die Variante (1) für die Gesundheitspolitik einen exogenen Faktor darstellt und über die Ausgabenseite (vgl. Tabelle 6) wiederum beitragssatztrei-

³⁴ Es ist aber in diesem Zusammenhang zu beachten, dass – anders bei Postler – die steigenden Steuerzuschüsse zum Gesundheitsfonds in unseren Berechnungen bereits berücksichtigt sind (vgl. Tabelle 5 untere Zeile). Ohne diese Steuerzuschüsse ergäben die Projektionen jeweils um mehr als zwei Prozentpunkte höhere Beitragssätze.

³⁵ Aber auch eine bessere wirtschaftliche Entwicklung als im vergangenen Jahrzehnt könnte zu einem Anstieg des beitragspflichtigen Einkommens beitragen. Diese würde jedoch simultan auch nachfrageseitig zu einem Anstieg des Ausgabenprofils beitragen und kann daher nicht isoliert betrachtet werden.

bend wirkt, sind (2) und (3) endogen zu beeinflussen und wirken rein einnahmeseitig. Wie in Abschnitt 3.4 erläutert sind daher insbesondere (2) und (3) als Stellschrauben relevant, da in diesem Fall die Lücke zwischen Einnahmen und Ausgaben effektiv reduziert würde.

Tabelle 8 stellt die projizierten Beitragssätze in Abhängigkeit alternativer Entwicklungen der beitragspflichtigen Einkommen dar. Dabei zeigt sich, dass nur im Falle des optimistischsten Szenarios (*BPE* + 2,5 Prozent p.a.) die Beiträge zur GKV in etwa auf dem heutigen Niveau stabilisiert werden können. Dieses Ergebnis gilt jedoch nur für das Best Case Modell (VAR-Modell 2 unkonditioniert).

Tabelle 8

Beitragspflichtiges Einkommen (BPE) und Beitragssatz

	Basis*	Szenario 1: <i>BPE</i> + 1 % p.a.	Szenario 2: <i>BPE</i> + 2 % p.a.	Szenario 3: <i>BPE</i> + 2,5 % p.a.
Modell 1	30,00	36,81	23,63	18,96
Modell 2	25,64	31,46	20,19	16,20
Modell 3	26,53	32,56	20,90	16,77
Modell 4	27,04	33,18	21,30	17,09
VAR-Modell 1	28,75	35,28	22,65	18,17
VAR-Modell 2	25,34	31,09	19,96	16,02
VAR-Modell 1 (unkond.)	25,44	31,22	20,04	16,08
VAR-Modell 2 (unkond.)	23,35	28,65	18,39	14,76
Durchschnittswert	26,51	32,53	20,88	16,76

* Der Basisschätzung liegt Szenario A der Ausgabenprojektion zugrunde.

Wir halten das Szenario 3 jedoch für sehr unwahrscheinlich, da es deutlich über dem im Basisszenario unterstellten langfristigen Trendwachstum des beitragspflichtigen Einkommens liegt. Zwei Beispiele zur Einordnung: Wenn in diesem Szenario die zusätzliche Erhöhung der beitragspflichtigen Einkommen vollständig über eine Erhöhung der Beitragsbemessungsgrenze erfolgen würde, und 1/3 der Versicherten davon betroffen wären und nicht in die PKV wechseln würden, müsste diese um ca. 4,35 Prozent (d. h. etwa 3 Prozent stärkeres Wachstums der Beitragsbemessungsgrenze wie die Wachstumsraten von 1,35 Prozent im unterstellten Zeitraum von 1999–2009) jährlich angehoben werden. Damit müsste die Beitragsbemessungsgrenze von zurzeit 3.712,50 auf über 19.000 Euro pro Monat ansteigen. Würden demgegenüber andere Einkommensarten herangezogen werden, müsste bis zum Jahr 2050 für jeden Versicherten (dann werden es inklusive mitversicherte Kinder ca. 61,6 Mio. sein) ca. 17.600 Euro pro Jahr zusätzlich als beitragspflichtige Einkünfte (Zins, Mieteinkommen, etc.) herangezogen werden und mit dem Beitragssatz belastet

werden. Das würde im konservativsten Szenario (unkonditioniertes VAR 2-Modell) einer monatlichen Mehrbelastung von etwa 220 Euro entsprechen. In relativen Größen formuliert, müssten bis zum Jahr 2050 im konservativsten Szenario knapp 37 Prozent der GKV-Ausgaben über andere Einkunftsarten finanziert werden. Würde dagegen das pessimistische Szenario 1, bei dem ein Anstieg des beitragspflichtigen Einkommens von lediglich 1 Prozent pro Jahr unterstellt wird, eintreffen, würden die Beitragssätze auf bis zu knapp 37 Prozent im Worst Case (Modell 1) ansteigen.

4.3.2 Veränderung der steuerfinanzierten Bundeszuschüsse

Neben einer Veränderung des beitragspflichtigen Einkommens hat die Gesundheitspolitik auch die Möglichkeit, zur Stabilisierung der Beitragssätze die steuerfinanzierten Transfers (*Tr*) an die GKV zu erhöhen.

Sollte es das Ziel der Gesundheitspolitik sein, über 2012 hinaus den Beitragssatz zur GKV stabil zu halten ohne die Versicherten mit Zusatzbeiträgen zu belasten, müsste *ceteris paribus* der Bundeszuschuss jedes weitere Jahr zusätzlich erhöht werden. Das notwendige Volumen staatlicher Transfers wird aus Tabelle 9 deutlich: Selbst im Best Case-Modell (unkonditioniertes VAR-Modell 2) müsste der Steuerzuschuss zum Gesundheitsfonds jährlich um knapp 4 Mrd. Euro erhöht werden, um die Beitragssätze bis zum Jahr 2050 auf dem heutigen Niveau zu stabilisieren.

Tabelle 9

Bundeszuschuss und Beitragssatz

	Basis*	Szenario 1: Bundes- zuschuss nach 2016 + 2 Mrd. € p.a.	Szenario 2: Bundes- zuschuss nach 2016 + 4 Mrd. € p.a.	Szenario 3: Bundes- zuschuss nach 2016 + 6 Mrd. € p.a.	Max. steuer- finanzierter Anteil bei Ziel- beitragssatz von 15,5 % bis 2050
Modell 1	30,00	25,92	21,84	17,75	48,34
Modell 2	26,53	22,45	18,36	14,20	41,58
Modell 3	27,04	22,96	18,87	14,79	42,68
Modell 4	25,64	22,27	18,19	14,10	39,54
VAR-Modell 1	28,75	24,67	20,59	16,50	46,09
VAR-Modell 2	25,34	21,26	17,17	13,09	38,83
VAR-Modell 1 (unkond.)	25,44	21,36	17,28	13,19	39,08
VAR-Modell 2 (unkond.)	23,35	19,27	15,18	11,10	33,62
Durchschnittswert	26,51	22,52	18,44	14,35	41,22

* Szenario A der Ausgabenprojektion liegt der Basisschätzung zugrunde.

In der Konsequenz würde im Jahr 2050 der Bundeszuschuss 166 Mrd. Euro betragen, was einen steuerfinanzierten Anteil der GKV-Einnahmen von ca. 34 Prozent bedeuten würde. Zum Vergleich: der Anteil der steuerfinanzierten Bundesmittel (78,62 Mrd. €) an den Einnahmen der gesetzlichen Rentenversicherung (244,21 Mrd. €) lag im Jahr 2008 bei 32,2 Prozent (Deutsche Rente, 2009, S. 217 ff.).

Als weitere Stellschraube könnte die Gesundheitspolitik schließlich – wie es auch die amtierende Bundesregierung mit dem GKV-FinG getan hat – den Kassen einräumen, bei Bedarf einkommensunabhängige Zusatzbeiträge (ZB) von den Versicherten zu erheben. Diese Art der Finanzierung entspricht prinzipiell einer Finanzierung der Ausgaben über eine Kopfpauschale. Unklar bleibt jedoch weiterhin, welcher Anteil der einkommensabhängigen Beiträge durch eine Pauschale ersetzt werden wird. Daher verzichten wir hier auf eine Simulation des Effektes des kombinierten Einsatzes beider Instrumente und simulieren im nächsten Abschnitt lediglich der Effekt eines kompletten Umstiegs auf eine Kopfpauschalensfinanzierung.

4.4 Die Alternative: GKV-Finanzierung über eine Kopfpauschale

Beim Umstieg auf ein Kopfpauschalensmodell geht es im Kern darum, die bisherigen, rein einkommensabhängigen Arbeitnehmerbeiträge durch einkommensunabhängige Beiträge (Kopfpauschalen) zu ersetzen. Diese werden als durchschnittliche Ausgaben aller Versicherten einer Kasse – abzüglich der Arbeitgeberbeiträge – berechnet.³⁶

Bei einer Umstellung auf Kopfpauschalen verändert sich die Finanzierungslogik der GKV. Ursächlich dafür sind die gewünschte Entkopplung der Beitragszahlungen vom Einkommen der Versicherten und der Wegfall der beitragsfreien Familienmitversicherung für Kinder und Ehepartner der gesetzlich pflichtversicherten Personen. Die Höhe der durchschnittlichen, monatlichen Kopfpauschale (KP) in der GKV errechnet sich – wieder unter Zugrundelegung der projizierten Ausgaben – anhand folgender Gleichung:

$$(3) \quad KP_{mtl.} = \frac{Ausgaben_{proj} - Tr - Arbeitgeberbeit}{Versicherte} * \frac{1}{12}.$$

Dabei wird in dieser vereinfachten Gleichung unterstellt, dass jeder Versicherte (inkl. beispielsweise mitversicherter Kinder) die gleiche Prämie zu zahlen hat. Ein Sozialausgleich oder ähnliche Instrumente zur Abfederung sozialer Härten, wie es in den politisch diskutierten Modellen erörtert wird, werden hier nicht berücksichtigt.

³⁶ Der Arbeitgeberanteil zur Krankenversicherung ist mit Inkrafttreten des GKV-FinG ab dem 01. 01. 2011 auf 7,3 Prozent festgeschrieben worden.

4.5 Die künftige Entwicklung einer Kopfpauschale

Auf Basis der projizierten Ausgaben ergäben sich (siehe Tabelle 10) bei einer unterstellten Umstellung des Systems im Jahr 2011 im Modelldurchschnitt Kopfpauschalen von etwa 101 Euro. Zum Vergleich: Eine Berechnung der PROGNOSE GmbH im Auftrag des Verbands der Bayerischen Wirtschaft (vbw) hat für das Jahr 2007 eine Gesundheitsprämie von ca. 130 Euro für jeden der 50 Millionen erwachsenen GKV-Versicherten ermittelt (vbw 2009), was in etwa 95 Euro entspricht, wenn, wie hier unterstellt, auch Prämien für mitversicherte Familienangehörige erhoben würden.

Tabelle 10

Die Entwicklung der durchschnittlichen Kopfpauschalen 2011 bis 2050

	Pauschale 2011	Pauschale 2050				
		Fortschreibung reales Bruttoeinkommen pro-Kopf gem. hist. Trend (Szenario A aus Tabelle 5)		Fortschreibung reales Bruttoeinkommen pro-Kopf parallel zur IFO-Prognose (Szenario C aus Tabelle 5)		Zur Vergleich: Wachstum GKV-Ausgaben p.a. (Szenario A)
		In Euro	Wachstum p.a.	In Euro	Wachstum p.a.	
Modell 1	103,93	571,00	4,4	733,62	5,1	3,1
Modell 2	102,24	479,26	3,9	596,66	4,5	2,8
Modell 3	99,52	483,71	3,9	638,58	4,7	2,8
Modell 4	102,19	496,51	4,2	552,00	5,1	2,8
VAR-Modell 1	101,59	515,71	4,1	665,88	4,8	2,9
VAR-Modell 2	100,97	454,48	3,8	569,18	4,4	2,7
VAR-Modell 1 (unkond.)	99,55	456,38	3,8			2,7
VAR-Modell 2 (unkond.)	99,23	418,80	3,6			2,5
Durchschnittswert	101,15	484,48	4,0	627,22	4,8	2,8

Aufgrund der oben skizzierten Finanzierungslogik steigen mit den in 4.1 beschriebenen Ausgaben auch die Kopfpauschalen bis zum Jahr 2050 deutlich an. Entwickeln sich die realen Bruttoeinkommen pro-Kopf gemäß der historischen Entwicklung weiterhin schwach, so werden sie im Jahr 2050 im Best Case-Modell (VAR-Modell 2 mit endogenen Variablen) auf 418 Euro und auf 571 Euro im Worst Case-Modell ansteigen (Modell 1). Bei höherem Wachstum der Bruttoeinkommen wachsen sie stärker auf bis zu 733 Euro (Modell 1) im Jahr 2050. Im Vergleich zum allgemeinen Wachstum der GKV-Ausgaben (linke Spalte) sind für die Versicherten damit bereits im Basisszenario um ca. 1 Prozent höhere Wachstumsraten verbunden. Diese relativ stärkere Belastung lässt sich durch die Festschreibung der AG-Beiträge und durch die Verteilung der Gesamtausgaben auf zukünftig weniger Versicherte begründen.

5. Diskussion und Fazit

Die hier präsentierten Modelle zeigen im Einklang mit den Ergebnissen der vorliegenden Studien zu diesem Thema, dass die Ausgaben der GKV in Zukunft weiterhin deutlich ansteigen werden. Getrieben werden die Ausgaben insbesondere durch das Einkommen und den medizinisch-technischen Fortschritt. Würde es bei der Finanzierung der Ausgaben über einkommensabhängige, und nahezu paritätisch finanzierte Beiträge, bleiben, würden damit auch die Lohn (neben)kosten weiter ansteigen. Um dies zu verhindern, hat die amtierende Regierung mit dem GKV-FinG die einkommensabhängigen Arbeitgeberbeiträge eingefroren. Aufgrund der Entkoppelung von Beitragshöhe und Lohnkosten werden damit die Nebenwirkungen der Versicherungspflicht, die den Arbeitsmarkt betreffen, reduziert. Mit Inkrafttreten des GKV-FinG ist es den Kassen zusätzlich möglich, bei Bedarf neben den einkommensabhängigen Beiträgen, einkommensunabhängige Zusatzbeiträge zu erheben. Damit ist der Einstieg in ein Kopfpauschalensystem realisiert (sogenannte Rösler-Prämie).

Aufgrund der Unsicherheit des politischen Prozesses ist zur Zeit nicht absehbar, welcher Anteil der einkommensabhängigen Beiträge zukünftig durch eine Pauschale ersetzt werden wird. Daher wurden in diesem Beitrag die Konsequenzen zukünftig steigender Gesundheitsausgaben für beide Extremmodelle (Pauschalen versus einkommensabhängige Beiträge) simuliert.

Auf Basis der projizierten Ausgaben ergäben sich bei der Umstellung des Systems auf ein Kopfpauschalensmodell im Jahr 2011 durchschnittliche Kopfpauschalen von etwa 101 Euro. Diese würden im Basisszenario bis zum Jahr 2050 auf Werte zwischen 418 und 571 Euro ansteigen. Würde demgegenüber die GKV zukünftig weiterhin ausschließlich über einen einkommensbezogenen Beitragssatz finanziert, sind bis zum Jahr 2050 GKV-Beitragssätze zwischen 23,35 und 30 Prozent zu erwarten. Die durchschnittliche Belastung der Versicherten wird bei beiden Finanzierungsoptionen in ähnlichem Maße zunehmen, da letztlich in beiden Finanzierungssystemen die gesetzlich Versicherten die projizierten Ausgaben bezahlen müssen.

Von bestehenden Ansätzen zur Projektion der zukünftigen GKV-Ausgaben und Beitragssätze unterscheidet sich die vorliegende Studie hinsichtlich der methodischen Vorgehensweise in zwei Aspekten: Zum einen werden neben linearen Regressionsmodellen erstmalig VAR-Modelle zur GKV-Ausgaben- und Beitragssatzprojektion herangezogen und damit die potentielle Endogenität der erklärenden Variablen berücksichtigt. Die Projektionen der GKV-Ausgaben und Beitragssätze fallen in den VAR-Modellen etwas geringer aus als in den mit den gleichen Variablen spezifizierten Regressionsmodellen. Die Berücksichtigung der Endogenität bei den erklärenden Variablen ist daher für die Schätzergebnisse relevant. Insgesamt stehen die Beitragssatzprojektionen jedoch im Einklang mit bestehenden aktuellen Beitragssatzprojektionen (Postler, 2010; Fetzer,

2006), die methodisch eine Fortschreibung altersspezifischer Einnahmen- und Ausgabenprofile nutzen.

Zweitens wird in dieser Arbeit eine alternative Spezifizierung des medizinisch-technischen Fortschritts vorgenommen. Zum einen wird der technische Fortschritt im Einklang mit bestehenden Analysen (Breyer/Ulrich, 2000; Sauerland, 2005) durch die Aufnahme eines linearen Zeittrends abgebildet. Zum anderen wird alternativ erstmalig versucht, den medizinischen Fortschritt direkt zu modellieren. Hierzu wird das Sterbealter als Proxy für den medizinisch-technischen Fortschritt herangezogen. Die GKV-Beitragssatzprojektionen fallen c. p. etwas geringer (bis zu vier Prozentpunkte) aus, wenn das Sterbealter als Proxy für den technischen Fortschritt herangezogen wird.

Bei der Interpretation der Ergebnisse ist auf folgende Limitationen hinzuweisen: Erstens basiert die Projektion auf restriktiven Projektionsannahmen für die zukünftige Entwicklung der erklärenden Variablen (vgl. Tabelle 6), die aus der historischen Entwicklung und unter Nutzung von Berechnungen des Statistischen Bundesamtes und des Ifo-Instituts abgeleitet wurden. Diese Annahmen sind mit Unsicherheit verbunden. Um dieser Unsicherheit Rechnung zu tragen, wurden die Effekte alternativer Szenarien zur Entwicklung des realen Bruttoeinkommens pro-Kopf und zur Entwicklung der beitragspflichtigen Einnahmen simuliert und diskutiert.

Zweitens unterstellt die angewandte Projektionsmethodik, dass die Schätzkoeffizienten für die betrachteten Größen (Einkommen, Altersstruktur und medizinischer Fortschritt) über einen sehr langen Zeitraum stabil bleiben. Die Nutzung dieser rigorosen Status quo-Annahme approximiert die Antwort auf die Frage: Welche Entwicklung werden die GKV-Ausgaben und -Beitragssätze nehmen, wenn die bisherige Politik fortgesetzt wird? Die Ergebnisse sind somit als „bedingte Projektion“ zu deuten (Breyer/Ulrich, 2000) und weisen somit nachdrücklich auf den Reformbedarf in der Finanzierung der gesetzlichen Krankenversicherung hin.

Literatur

- Anderson, G. F./Hussy, P. S. (2000): Population aging: A comparison among industrialized countries, *Health Affairs* 19, 191–203.
- Baltagi, B. H./Moscone, F. (2010): Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data, *Economic Modelling* 27, 804–811.
- Belke, A./Eppendorfer, C./Heine, J. M. (2001): Zur Bedeutung unterschiedlicher Finanzmarktstrukturen für den geldpolitischen Transmissionsprozess in der EWU, Diskussionsbeiträge des IEW 39, Bochum.
- BMF – Bundesministerium für Finanzen (2008): Zweiter Bericht zur Tragfähigkeit der Öffentlichen Finanzen, Berlin.
- BMG – Bundesministerium für Gesundheit (2010): Daten des Gesundheitswesens, Berlin.

- Breyer, F./Ulrich, V. (2000): Gesundheitsausgaben, Alter und medizinischer Fortschritt – Eine Regressionsanalyse, *Jahrbücher für Nationalökonomie u. Statistik* 220, 1–17.
- Buchner, F./Wasem, J. (2000): Verteilerung der alters- und geschlechtsspezifischen Ausgabenprofile von Krankenversicherern. *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 89 (2/3), 357–392.
- Buchner, F. / Wasem, J. (2004): „Steeping“ of Health Expenditure Profiles. Diskussionsbeiträge aus dem Fachbereich Wirtschaftswissenschaften Universität Duisburg-Essen, Nr. 139, Essen.
- Cassel, D./Postler, A. (2011): GKV-Finanzierung: Unsure at Any Time Finanzierungsreform mit Nachhaltigkeitslücke, *Gesundh ökon Qual manag* 16, 1–7.
- Chernew, M. E./Hirth, R. A./Sonnad, S. S./Ermann, R./Fendrick, A. M. (1998): Managed Care, Medical Technology, and Health Care Cost Growth: A Review of the Evidence, *Med. Care Res. and Rev.* 55, 259–288.
- Cutler, D. M. (2004): *Your Money or Your Life*, Oxford.
- Deutsche Rente (2009): – Deutsche Rentenversicherung Bund, Rentenversicherung in Zeitreihen, Berlin.
- De Gooijer, J. G./Hyndman, R. J. (2006): 25 Years of Time Series Forecasting, *Int. J. of Forecast.* 20, 647–657.
- Elliott, G./Timmermann, A. (2008): Economic Forecasting, *J. of Economic Literature* 46, 3–56.
- Felder, S. (2006): Lebenserwartung, medizinischer Fortschritt und Gesundheitsausgaben: Theorie und Empirie, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 7, 49–73.
- Fetzer, S. (2006): Zur nachhaltigen Finanzierung des gesetzlichen Gesundheitssystems, Frankfurt am Main.
- Fetzer, S./Raffelhüsch, B. (2005): Zur Wiederbelebung des Generationenvertrags in der gesetzlichen Krankenversicherung – Die Freiburger Agenda, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 6 (2), 255–274.
- Fries, J. F. (2000): Compression of morbidity in the elderly, *Vaccine* 18, 1584–1589.
- Gerdtham, U. G./Jönsson, B. (2000): International comparisons of health expenditure: theory, data, and econometric analysis. In: Culyer, A. J./Newhouse, J. P. (Hrsg.), *Handbook of Health Economics*, Vol. 1A. Amsterdam, 11–53.
- Gerdtham, U. G./Lothgren, M. (2000): On stationarity and cointegration of international health expenditure and GDP, *J. of Health Economics* 19, 461–475.
- Getzen, T. E. (1992): Population aging and the growth of health expenditures, *J. of Gerontology* 47, 98–104.
- Kennedy, P. (2008): *A Guide to Econometrics* (6. ed.), Oxford.
- Knappe, E. (1995): Auswirkungen des demographischen Wandels auf den Gesundheitssektor. In: Oberender, P. (eds.), *Transplantationsmedizin – Ökonomische, ethische, rechtliche und medizinische Aspekte*, 11–41, Baden-Baden.
- Krämer, W. (1996): Hippokrates und Sisyphus. Die moderne Medizin als Opfer ihres eigenen Erfolges. In: Kirch, W./Kliemt, H. (eds.), *Rationierung im Gesundheitswesen*, Regensburg.

- Lee, R./Miller, T. (2002): An approach to forecasting health expenditures, with application to the U.S. Medicare system, *Health Services Research* 37, 1365–1386.
- Newhouse, J. P. (1977): Medical Care Expenditure: A Cross-National Survey, *J. of Human Resources* 12, 115–125.
- Newhouse, J. P. (1992): „Medical Care Costs: How Much Welfare Loss?“, *J. of Economic Perspectives* 6, 3–21.
- Niehaus, F. (2008): Prognose des Beitragssatzes in der GKV, Verband der Privaten Krankenkassen, Köln.
- O’Connell (1996): The relationship between health expenditures and the age structure of the population in OECD countries, *Health Economics* 5, 573–578.
- Okunade, A. A./Murthy, V. N. R. (2002): Technology as a „major driver“ of health care costs: a cointegration analysis of the Newhouse conjecture, *J. of Health Economics* 21, 147–159.
- Postler, A. (2003): Modellrechnungen zur Beitragssatzentwicklung in der Gesetzlichen Krankenversicherung: Auswirkungen von demographischem Wandel und medizinisch-technischem Fortschritt. Diskussionsbeiträge der Fakultät Wirtschaftswissenschaft der Universität Duisburg-Essen Nr. 298, Duisburg.
- Postler, A. (2010): Nachhaltige Finanzierung der Gesetzlichen Krankenversicherung. Eine theoretische und empirische Analyse demographischer und medizinisch-technischer Effekte auf den Beitragssatz, *Duisburger Volkswirtschaftliche Schriften* 44, Berlin.
- Sauerland, D. (2005): Künftige Ausgabenentwicklung in der GKV und ihre Finanzierung, *Wirtschaftsdienst* 85 (10), 672–680.
- Sauerland, D./Wübker, A. (2010): Die Entwicklung der Ausgaben in der Gesetzlichen Krankenversicherung bis 2050 – bleibende Herausforderung für die deutsche Gesundheitspolitik, *Discussion Papers der Universität Witten/Herdecke*, Nr. 4.
- SGB V (2011) – Sozialgesetzbuch, fünftes Buch.
- Sims, C. A./Stock, J. H./Watson, M. W. (1990): Inference in linear time series models with some unit roots, *Econometrica* 58, 113–144.
- StatBA – Statistisches Bundesamt (2009): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen – Inlandsproduktberechnung, Detaillierte Jahresergebnisse, Fachserie 18, Reihe 1.4, Wiesbaden.
- StatBA – Statistisches Bundesamt (2011): Gesundheitsberichterstattung des Bundes, Gesundheitspersonalrechnung und Gesundheitsausgabenrechnung, url: www.gbe-bund.de.
- SVR – Sachverständigenrat für die Konzertierte Aktion im Gesundheitswesen (2001): Bedarfsgerechtigkeit und Wirtschaftlichkeit, Band III: Über-, Unter- und Fehlversorgung, Kurzfassung des Gutachtens, url: <http://www.svr-gesundheit.de/Gutachten/Gutacht01/Kurzfa-de.pdf>.
- Ulrich, V. (2000): Medizinisch-technischer Fortschritt, demographische Alterung und Wachstum der Gesundheitsausgaben – Was sind die treibenden Faktoren? *Gesundh ökon Qual manag* 5, 163–172.

Ulrich, V./Schneider, U. (2007): Prognosen der Beitragssatzentwicklung in der GKV – Was lässt sich aus langfristigen Szenarien lernen? In: Ulrich, V./Ried, W. (Hrsg.), Effizienz, Qualität und Nachhaltigkeit im Gesundheitswesen, Theorie und Politik öffentlichen Handelns, insbesondere in der Krankenversicherung, Baden-Baden, 777–795.

vbw – Vereinigung der Bayerischen Wirtschaft (2009): Der Regionale Gesundheits-Kombi. Berechnungen zum Finanzvolumen eines sozialen Ausgleichs in der Krankenversicherung, url: <http://www.vbw-bayern.de>.

Werblow, A./Felder, S./Zweifel, P. (2007): Population ageing and health care expenditure: a school of „red herrings“? Health Economics 146, 1109–1127.

Anhang

Tabelle A 1

Granger Kausalität

Null-Hypothese	VAR-Modell 1		VAR-Modell 2	
	F-Statistik	P-Werte	F-Statistik	P-Werte
Beitragspflichtiges Einkommen Granger-Kausal für GKV-Ausgaben	9,477***	0,002	10,921***	0,001
Rentnerquotient Granger-Kausal für GKV-Ausgaben	0,816	0,366	1,105	0,293
Sterbealter Granger-Kausal für GKV-Ausgaben			4,328**	0,037
GKV-Ausgaben Granger-Kausal für beitragspflichtiges Einkommen	0,250	0,874	0,113	0,737
Rentnerquotient Granger-Kausal für beitragspflichtiges Einkommen	9,607***	0,002	9,444***	0,002
Sterbealter Granger-Kausal für beitragspflichtiges Einkommen			0,104	0,747
GKV-Ausgaben Granger-Kausal für Rentnerquotienten	1,4035	0,236	0,881	0,348
Beitragspflichtiges Einkommen Granger-Kausal für Rentnerquotienten	1,8842	0,384	1,644	0,200
Sterbealter Granger-Kausal für Rentnerquotienten			0,081	0,775
GKV-Ausgaben Granger-Kausal für Sterbealter			0,032	0,857
Beitragspflichtiges Einkommen Granger-Kausal für Sterbealter			0,612	0,434
Rentnerquotient Granger-Kausal für Sterbealter			1,626	0,202

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.