

Ernst-Moritz-Arndt-Universität Greifswald  
Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät  
Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere

**Gesundheitsausgaben, Alter und  
medizinischer Fortschritt:  
eine Regressionsanalyse**

von

***Friedrich Breyer und Volker Ulrich***

Diskussionspapier 1/99

ISSN 1437-6989

Überarbeitete Fassung, 28.06.1999. Für wertvolle Hinweise danken wir Hans J. Barth, Manfred Erbsland, Stefan Felder, Walter Krämer, Paul Marschall, Udo Schneider, Walter Ried und Marcel Thum.

Anschriften der Autoren:

Prof. Dr. Friedrich Breyer, Fakultät für Wirtschaftswissenschaften und Statistik, Universität Konstanz, Fach D 135, D-78457 Konstanz, Tel. (07531) 88-2568, Fax -4135, e-mail: [friedrich.breyer@uni-konstanz.de](mailto:friedrich.breyer@uni-konstanz.de).

Prof. Dr. Volker Ulrich, Ernst-Moritz-Arndt-Universität Greifswald, Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät, Friedrich-Loeffler-Straße 70, D-17489 Greifswald, Tel. (03834) 86-2467, Fax -2465, e-mail: [ulrichv@rz.uni-greifswald.de](mailto:ulrichv@rz.uni-greifswald.de).

## 1. Einleitung

Als eines der drängendsten Probleme für den modernen Wohlfahrtsstaat wird die Finanzierung seiner Kosten angesehen. Schon die heute dazu erforderliche Belastung der Arbeitseinkommen mit Sozialversicherungsbeiträgen von über 40 Prozent wird allgemein als extrem beschäftigungsschädlich angesehen, und ein „Umbau des Sozialstaats“ gilt bei Politikern aller Couleur als unvermeidlich. Eine nüchterne Betrachtung des Problems verlangt dabei, zunächst einmal eine Bestandsaufnahme vorzunehmen und die Entwicklung der Ausgaben unter der Prämisse zu prognostizieren, daß die bestehenden Institutionen aufrechterhalten bleiben.

Gerade in Bezug auf die gesetzliche Krankenversicherung ist diese Prämisse schon als solche mehrdeutig, weil die einschlägigen Institutionen - insbesondere die Organisationsstruktur, der Leistungskatalog und das Vergütungsrecht - in den beiden letzten Jahrzehnten einem stetigen Wandel durch regelmäßige Reformgesetze unterworfen waren. Bei einer Prognose der zukünftigen Entwicklung muß daher festgelegt werden, ob politische Maßnahmen der Steuerung, soweit sie auf der bisher verfolgten Linie „kleinerer“ Veränderungen liegen, ins Kalkül einbezogen werden.

Will man die Entwicklung der Gesundheitsausgaben abschätzen, so ist es eine übliche Methode, diese aus einer Prognose über den Verlauf der wichtigsten Einflußfaktoren zu erschließen. Dies sind vor allem:

1. die demographische Entwicklung, genauer: die steigende Zahl und der steigende Anteil älterer Menschen, da die Gesundheitsausgaben bekanntlich mit dem Lebensalter stark zunehmen,
2. der medizinische Fortschritt - hier vorrangig als Quelle ausgabensteigernder Produktinnovationen verstanden.

Dazu sind in den vergangenen Jahren eine Reihe von Studien erschienen, die zu recht unterschiedlichen Ergebnissen gekommen sind. So wird der Beitragssatz zur GKV im Jahr 2040 von PROGNOSE (1998) auf 15 bis 16, von Knappe (1995) jedoch auf 25 Prozent geschätzt.

Die vorliegende Arbeit stellt den ersten Versuch dar, die zukünftige Ausgabenentwicklung in der GKV der Bundesrepublik Deutschland mit Hilfe der ökonomischen Analyse der vergangenen Ausgabenentwicklung zu prognostizieren. Der

Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Im 2. Abschnitt wird ein kritischer Überblick über Methoden und Ergebnisse der bisher vorliegenden Prognosen gegeben. Im 3. Abschnitt präsentieren wir Schätzmethode und Ergebnisse des ökonomischen Ansatzes, die dazu dienen, im 4. Abschnitt eine Prognose der zukünftigen Beitragshöhe abzuleiten. Abschnitt 5 enthält einige Schlußbemerkungen.

## 2. Der Stand der Forschung

Die sorgfältigste uns bisher bekannte Projektion der Gesundheitsausgaben ist in der Studie von PROGNOSE (1998, S.83ff.) enthalten.<sup>1</sup> Darin werden die Effekte des demographischen Wandels und die des medizinischen Fortschritts auf die Ausgaben der gesetzlichen Krankenkassen für den Zeitraum 1992-2040 getrennt prognostiziert und dann zusammengefügt:

1. Der medizinische Fortschritt wird dadurch berücksichtigt, daß für die realen Pro-Kopf-Ausgaben in den einzelnen Altersklassen jährliche Wachstumsraten zwischen 1,2 und 1,7% unterstellt werden,<sup>2</sup> was ein gewichtetes Mittel von jährlich 1,4% ergibt. Dieses Ergebnis beruht auf der Annahme, die betreffende Zuwachsrate entspreche aufgrund der einkommenorientierten Ausgabenpolitik der GKV der Wachstumsrate der realen Bruttoentgelte (ebenda, S.87).
2. Die so gewonnenen Ausgabenprofile für den Prognosezeitraum werden auf die für 2040 zu erwartende Altersverteilung der versicherten Bevölkerung angewendet.

Zu dieser Vorgehensweise können zwei kritische Anmerkungen gemacht werden:<sup>3</sup>

*Ad 1.:* Die für die Zukunft prognostizierten Wachstumsraten in den einzelnen Altersgruppen sind überwiegend erheblich geringer als die in der Vergangenheit (1978-1992) beobachteten Werte, die zwischen 0,0% in der niedrigsten und 4,2% in der höchsten Altersklasse lagen - mit einem gewichteten Mittel von 2,7% (PROGNOSE 1995, S.124). Die Begründung für die prognostizierte Abweichung nach unten um mehr als einen Prozentpunkt kann nicht voll überzeugen, da von einer „einkommenorientierten Ausgabenpolitik“ auch in der Vergangenheit schon häufig die

---

<sup>1</sup> Methodisch und in den Ergebnissen ähnlich ist das frühere Gutachten des gleichen Instituts (PROGNOSE 1995).

<sup>2</sup> Hierbei handelt es sich durchweg um die „obere Variante“. In der „unteren Variante“ liegen die Wachstumsraten etwas niedriger, nämlich bei 0,9 bis 1,0% pro Jahr.

<sup>3</sup> Zum folgenden vgl. ausführlich Breyer (1999b).

Rede war. Unterstellt man ferner, daß - wie in manchen Bereichen zu beobachten - die Entwicklung in Deutschland der in den USA mit einer zeitlichen Verzögerung folgt, so ist eine weitaus größere Steigerung zu vermuten. Dort stiegen nämlich die altersspezifischen Gesundheitsausgaben der Rentner im Zeitraum 1985-95 real um 3,9% per annum (Fuchs 1998). Die technologiebedingte Ausgabensteigerung dürfte damit klar unterschätzt worden sein.

*Ad 2.:* Die Multiplikation der so errechneten Ausgabenprofile mit der für die Zukunft zu erwartenden Besetzung der einzelnen Altersklassen dürfte dagegen den demographischen Effekt auf die Gesundheitsausgaben überschätzen, wenn die in Querschnittsdaten beobachtbare Differenz in den Gesundheitsausgaben zwischen älteren und jüngeren Versicherten nicht allein oder primär die Konsequenz des Lebensalters ist, sondern mit der unterschiedlichen zeitlichen Entfernung zum Tod zusammenhängt (Fuchs 1984): In höheren Altersgruppen befindet sich ein größerer Anteil von Versicherten in ihrem letzten Lebensjahr, und in dem wird - in einem vergeblichen Versuch, den Tod noch abzuwenden - überproportional mehr für die Behandlung aufgewendet als in anderen Jahren.<sup>4</sup> Steigt nun - sei es durch medizinischen Fortschritt oder durch gesündere Lebensweise - die Lebenserwartung, so sinken die Sterbeziffern ab, und in jeder Altersgruppe befinden sich damit weniger Personen in ihrem letzten Lebensjahr. Wenn diese These richtig ist, so verringern sich die altersspezifischen Behandlungskosten in den betroffenen Altersgruppen über die Zeit, so daß die PROGROS-Methode unzulässig ist.<sup>5</sup>

*Generell* kann gegen die „additive“ Verknüpfung der beiden Einflußfaktoren medizinischer Fortschritt und Alterung einwenden, daß diese beiden Größen sich in ihrer Wirkung auf die Gesundheitsausgaben gegenseitig verstärken könnten. Dies kann auf zweierlei Weise begründet werden:

a) Die These vom „Sisyphus-Syndrom“ (Zweifel 1990) behauptet, medizinischer Fortschritt führe nicht nur unmittelbar zu einem Anstieg der Gesundheitsausga-

---

<sup>4</sup> So zeigen Untersuchungen von Lubitz/Riley (1993), daß unter den Medicare-versicherten Rentnern in den USA auf die 5 Prozent, die im letzten Lebensjahr stehen, 27 % der Gesamtausgaben entfallen und somit die Pro-Kopf-Ausgaben 7 mal so hoch sind wie für gleichaltrige Versicherte, die nicht in ihrem letzten Lebensjahr stehen. Eine ähnliche Relation von 5,3:1 finden Zweifel u.a. (1996) für eine schweizerische Stichprobe.

<sup>5</sup> In Breyer (1999a) wird allerdings gezeigt, daß die damit verbundene Überschätzung der Gesamtausgaben der GKV im Bereich von 3 Prozent liegt, was etwa 0,5 Beitragssatzpunkte ausmacht - also nur ein Fünftel des von PROGROS (1998) für den Zeitraum 1995-2040 vor-

ben, sondern trage durch seine lebensverlängernde Wirkung zur Alterung der Bevölkerung bei. Die Zunahme des Anteils älterer Wähler führe ihrerseits im politischen Prozeß zu einer verstärkten Allokation von Ressourcen ins Gesundheitswesen, so daß sich der Kreis schließe und eine neue Runde von Lebensverlängerung und Ausgabensteigerung eingeläutet werde.

b) Walter Krämer (1993, 1996) vertritt die These, daß wegen der Multimorbidität vieler älterer Patienten neu gefundene Möglichkeiten der Bekämpfung einer Krankheitsart (z.B. Herz-Kreislauf-Erkrankung) das Leben des Patienten zwar verlängere, ihn aber nicht gesund mache, da dann schon bald ein anderes Leiden (z.B. Krebs) an die Oberfläche kommt, das wieder neue Behandlungsausgaben notwendig macht.

Beide Argumentationsstränge implizieren, daß man alterspezifische Ausgabenprofile nicht einfach fortschreiben kann: Nach Krämer ist die Gruppe der 80jährigen des Jahres 2030 behandlungsbedürftiger als eine entsprechende Gruppe des Jahres 1995, da sich unter jenen ein höherer Anteil von Personen befindet, die nur aufgrund von massiven medizinischen Interventionen noch am Leben sind. Nach der Sisyphus-These mag der Gesundheitszustand zwar vergleichbar sein, die politische Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ist jedoch höher.<sup>6</sup>

Eine ähnliche Methode, wenn auch mit gänzlich anderen Ergebnissen, verwendet Knappe (1995). Ausgehend von der Budgetgleichung der GKV, zerlegt er die zu erwartende Änderung des Beitragssatzes in zwei Faktoren:

1. den Anstieg des Rentnerquotienten,
2. den Anstieg der Pro-Kopf-Ausgabenrelation eines repräsentativen Rentners und eines repräsentativen Erwerbstätigen.

Für beide Faktoren extrapoliert er den Trend der Jahre 1973-93 und kommt zum Ergebnis, daß die beiden Faktoren, jeweils für sich genommen, einen Beitragssatzanstieg von 1992 bis 2030 um 4,1 (1. Faktor) bzw. 3,75 Prozentpunkten (2. Faktor) ergeben, während beide zusammengenommen den Beitragssatz um 12 Prozentpunkte

---

ausgesagten Beitragssatzanstiegs.

<sup>6</sup> Die empirischen Grundlagen für beide Thesen sind allerdings umstritten. So zeigt Dinkel (1998) anhand von Daten aus dem Mikrozensus, daß jüngere Kohorten in jeder Lebensphase nach Vollendung des 60. Lebensjahres gegenüber älteren nicht nur einen Zugewinn an Lebensjahren erfahren, sondern einen noch weitaus größeren Zugewinn an gesund ver-

auf ca. 25 % nahezu verdoppeln.<sup>7</sup>

Weitere Arbeiten wie die von Erbsland u.a. (1999) konzentrieren sich auf den reinen demographischen Effekt und beabsichtigen nicht, die Auswirkungen des medizinischen Fortschritts auf die Entwicklung der Gesundheitsausgaben zu prognostizieren. Daher können sie im Rahmen dieser Studie keinen Vergleichsmaßstab bilden.

### **3. Ein ökonometrischer Ansatz**

#### **3.1 Grundidee**

Die von Knappe (1995) gewählte Vorgehensweise hat gegenüber der von PROGNOSE (1998) den Vorteil, daß sie nicht auf Querschnittsdaten basiert und daher Interaktionen zwischen den ausgabensteigernden Faktoren prinzipiell zuläßt. Andererseits kann die Extrapolation von Trends nicht die systematische empirische Isolation einzelner Einflüsse auf die zu erklärende Größe ersetzen. Diese ist prinzipiell mit der Hochrechnung auf der Basis der Schätzung einer Regressionsgleichung möglich. Eine solche Schätzung bietet sich für die GKV für den Zeitraum nach Einführung der Lohnfortzahlung durch den Arbeitgeber, also vom Jahr 1970 an. Bei jeweils einem Jahr als Beobachtungseinheit und Einbeziehung der Mitte 1998 verfügbaren Daten (bis 1995) kommt man somit auf 26 Datenpunkte für eine Zeitreihenanalyse.

Zusätzliche Präzision würde man gewinnen, wenn man über Daten für einzelne Bundesländer verfügte und somit eine Zeitreihe von Querschnitten untersuchen könnte. Dies ist jedoch wegen der bundesweiten Gliederung der Ersatzkassen nicht möglich, so dass wir uns auf eine Zeitreihenanalyse beschränken müssen.

---

brachten Lebensjahren.

<sup>7</sup> Einen ähnlich hohen Zuwachs auf 26% bis 2030 errechnet auch Dudey (1993) mit einer einfachen Trendextrapolation der bisherigen Beitragssatzentwicklung.

## 3.2 Spezifikation einer Schätzgleichung

### 3.2.1 Wahl der Variablen

Zunächst ist die zu erklärende Größe zu spezifizieren, wobei es vor allem um die Fragestellungen geht:

- *gesamte Behandlungsausgaben* der GKV versus *Ausgaben in einzelnen Leistungsbereichen* (ambulant - stationär),
- *absolute* versus *Pro-Kopf-Größen*, und
- *nominale* oder *reale Größen* ?

Dabei ist es offensichtlich von größerem Interesse, die Entwicklung der *realen Pro-Kopf-Größen* erklären zu können. Es wird also zunächst eine Deflationierung aller Ausgabengrößen mit dem Preisindex der Lebenshaltung vorgenommen. Zur Bildung von Pro-Kopf-Größen wäre es wünschenswert, die Zahl der Versicherten heranziehen zu können, da neben den Mitgliedern auch die mitversicherten Familienangehörigen Leistungen der GKV in Anspruch nehmen. Auf der Einnahmenseite der GKV stellen dagegen die Mitglieder die relevante Bezugsgröße dar, da sie die Beiträge aufbringen. Die von uns vorgenommene Bezugnahme auf das Mitglied stellt zumindest für die Ausgaben keine echte Pro-Kopf-Betrachtung dar und könnte eine Korrektur um die Entwicklung bei den Mitversicherten erfordern. Im empirischen Teil werden wir einen entsprechenden Korrekturfaktor berücksichtigen. Da die Zahl der Versicherten jedoch nicht ausgewiesen wird, müssen wir uns mit der Zahl der Mitglieder als Bezugsgröße begnügen. Schließlich ist es im Hinblick auf das Ziel einer Beitragssatzprognose von primärem Interesse, die Gesamtausgaben zu erklären. Endogene Variable sind also die *realen gesamten Behandlungsausgaben je Mitglied* (RGAUSPM) der GKV.

Auf der rechten Seite der Schätzgleichung sind aus theoretischen Überlegungen heraus folgende Determinanten der Ausgabenentwicklung zu berücksichtigen:

- die Altersstruktur, gemessen durch den Anteil der über 65jährigen an den Mitgliedern (ANT65),
- das reale beitragspflichtige Einkommen je Mitglied (REINPM), das die Pro-Kopf-Ausgaben auf zweierlei Weise beeinflussen könnte: zum einen als Indikator für die

Nachfrage nach Gesundheitsleistungen, die bei wachsendem materiellem Wohlstand zunehmen dürfte, zum anderen als Proxy für den Produktivitätsfortschritt, soweit er auf *Prozeß*innovationen basiert und somit die Arbeitsproduktivität erhöht, - das Kalenderjahr ( $t$ ) als Proxy für den medizinischen Fortschritt, soweit er auf *Produkt*innovationen basiert und somit die Qualität des betrachteten Gutes „medizinische Behandlung“ steigert.

Da, wie oben zitiert, die Gesundheitskosten im letzten Lebensjahr besonders hoch sind, erscheint es zudem sinnvoll, zumindest in einer Spezifikation auch den Anteil der gestorbenen Versicherten als erklärende Variable aufzunehmen. Da dieser selbst nicht zu ermitteln ist, behelfen wir uns mit der Sterberate in der Gesamtbevölkerung.

Schließlich könnte man daran denken, die Bemühungen der Gesundheitspolitik zur Gegensteuerung durch die „großen“ Gesundheitsreformgesetze durch Dummy-Variablen zu berücksichtigen, die z.B. für das GRG von 1988 für alle Jahre von 1989 an den Wert 1 annehmen würde. Andererseits muß man diese Ausgaben-dämpfungsbemühungen als endogen ansehen, da sie jeweils eine Reaktion auf vergangenes Ausgabenwachstum darstellten, was in den Gesetzesbegründungen auch explizit nachzulesen ist.<sup>8</sup> Ferner ist es anzunehmen, daß es vergleichbare Reformschritte auch in der Zukunft geben wird. Dafür spricht allein schon ihre zeitliche Abfolge.<sup>9</sup> Will man die Zukunft aus den Ergebnissen prognostizieren, so darf man sie daher nicht als singuläre Ereignisse spezifizieren.

### 3.2.2 Wahl der funktionalen Form

Die Schätzgleichung in der Basis-Spezifikation kann gemäß den bisherigen Überlegungen wie folgt geschrieben werden:

$$(1) \quad \text{RGAUSPM}_t = f(\text{REINPM}_t, \text{ANT65}_t, t, u_t).$$

Da die Schätzung auf Jahreswerten basiert, unterstellen wir rein statische Beziehun-

---

<sup>8</sup> Vgl. die Präambel zum Entwurf der Bundesregierung zum GSG 1993, wo es heißt: „ Die dramatische Kostenentwicklung in allen Bereichen der Krankenversicherung zwingt zu kurzfristigen Einsparungen und langfristig wirkenden Strukturverbesserungen (Deutscher Bundestag 1992, S.1).

<sup>9</sup> In jeder Legislaturperiode seit 1976 hat es eine „große“ Reform gegeben. Eine politisch-ökonomische Erklärung für dieses Phänomen lautet, daß der zuständige Gesundheitsmini-

gen: Die Gesundheitsausgaben eines bestimmten Jahres  $t$  werden von den beitragspflichtigen Einkommen dieses Jahres (Umlageverfahren), der Altersstruktur des entsprechenden Jahres und dem laufenden medizinischen Fortschritt bestimmt.

Insbesondere in Bezug auf den medizinischen Fortschritt könnte man prüfen, ob die Gesundheitsausgaben vom technischen Fortschritt vergangener Jahre abhängen, also eine dynamische Beziehung vorliegt. Sie ist in unserem Fall sogar durchaus plausibel, da die Marktdurchdringung von Produktinnovationen und die Aufnahme in den Leistungskatalog der GKV Zeit benötigen.<sup>10</sup> Berücksichtigt man allerdings die erforderliche Lag-Länge, die beispielsweise bei Medikamenten oder Großgeräten Jahre betragen kann, läßt sich eine dynamische Beziehung mit dem zur Verfügung stehenden Datensatz kaum modellieren. Das Kalenderjahr als Proxy für den medizinischen Fortschritt umfaßt somit vor allem die laufende Qualität des Gutes medizinische Behandlung und sogenannte „alte Innovationen“, die kontemporäre Auswirkungen auf die Gesundheitsausgaben besitzen.

Da die in Betracht kommenden Reihen relativ kurz sind, erscheint es ratsam, die Zahl der zu schätzenden Parameter niedrig zu halten und eine Linearisierung herbeizuführen, falls nichtlineare Abhängigkeiten vorliegen. Für die Wahl der funktionalen Form bieten sich insbesondere die lineare und die logarithmische Kurvenform an.<sup>11</sup>

Gleichung (2) enthält die arithmetisch-lineare Kurvenform, die logarithmische Darstellung ist in Gleichung (3) gegeben:

$$(2) \quad \text{RGAUSPM}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{REINPM}_t + \beta_2 \text{ANT65}_t + \beta_3 t + u_t$$

$$(3) \quad \ln \text{RGAUSPM}_t = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{REINPM}_t + \beta_2 \ln \text{ANT65}_t + \beta_3 t + u_t$$

Die lineare Spezifikation der Variablen  $t$  als Proxy für den technischen Fortschritt im logarithmierten Modell der Gleichung (3) unterstellt als „wahren“ Zusammenhang einen exponentiellen Trend. Nimmt man dagegen an, der „wahre“ Trend sei linear, was gleichermaßen denkbar ist, so müßte in (3) der Ausdruck  $t$  durch  $\ln t$  ersetzt werden. Wir werden für beide Spezifikationen Schätzergebnisse präsentieren.

---

ster damit vor den Wählern seine Existenz rechtfertigen wollte (vgl. Breyer 1995, S.496).

<sup>10</sup> So kennzeichnen beispielsweise Technologieschübe die Pharmaforschung mit der Folge, daß die Entdeckung neuer Arzneimittel zeitintensiv und keineswegs kontinuierlich verläuft. Vgl. The Boston Consulting Group (1998, S. 14).

Für beide Kurvenformen lassen sich Plausibilitätsüberlegungen vor allem für den Zusammenhang zwischen den Gesundheitsausgaben und dem Einkommen anstellen. Eine isolierte Betrachtung dieses Zusammenhangs enthält Tabelle 1.

Tabelle 1: Gesundheitsausgaben und Einkommen in verschiedenen Spezifikationen

Effekte Kurvenform	Partialeffekt $\frac{dRGAUSPM}{dREINPM}$	Elastizität $\eta^*)$	Veränderung der Gesundheitsquote $\frac{d(\frac{RGAUSPM}{REINPM})}{dREINPM}$	Veränderung der Elastizität $\frac{d\eta}{dREINPM}$
Linear	$\beta_1$	$\beta_1 \frac{REINPM}{RGAUSPM}$	$-\beta_0 \frac{1}{REINPM^2}$	$\frac{\beta_0 \beta_1}{RGAUSPM^2}$
Logarithmisch	$\beta_1 \frac{RGAUSPM}{REINPM}$	$\beta_1$	$-(1-\beta_1) \frac{RGAUSPM}{REINPM}$	0

$$*) \quad \eta = \frac{dRGAUSPM}{dREINPM} * \frac{REINPM}{RGAUSPM} .$$

Quelle: eigene Darstellung.

Die erste Spalte von Tabelle 1 enthält den Partialeffekt des Einkommens auf die Gesundheitsausgaben, dessen Wert im logarithmischen Modell neben dem Parameter  $\beta_1$  auch die Gesundheitsquote beeinflusst. Die zweite Spalte zeigt den bekannten Zusammenhang, daß der Parameter  $\beta_1$  im logarithmischen Modell die Einkommenselastizität widerspiegelt. Bei der linearen Spezifikation erfordert eine mit steigendem Einkommen zunehmende Gesundheitsquote einen negativen Wert für die Konstante  $\beta_0$  (vgl. Spalte drei). Das logarithmische Modell verlangt hier einen  $\beta_1$ -Wert größer als Eins, d. h. die Gesundheit müßte die Gütereigenschaft eines Luxusgutes besitzen<sup>12</sup>. Geht man weiterhin davon aus, daß die Einkommenselastizität mit zunehmendem Einkommen zumindest nicht sinkt, erfüllt die logarithmische Kurvenform diesen Zusammenhang, während es im linearen Modell von den beiden Parametern  $\beta_0$  und  $\beta_1$  abhängt, die das gleiche Vorzeichen aufweisen müssen.

<sup>11</sup> Für einen Vergleich einiger Standard-Kurvenformen siehe Maddala (1992, S. 96 ff.).

<sup>12</sup> Zur Diskussion, ob Gesundheitsleistungen Luxusgüter sind, vgl. Barros (1998, S. 509ff.); Blomqvist/Carter (1997, S. 207ff.).

Beide Modellspezifikationen erfüllen jedoch weitgehend die theoretischen Plausibilitätsüberlegungen. Zur empirischen Überprüfung wenden wir den PE-Test auf funktionale Form von Mackinnon/White/Davidson (1983, S. 53 ff.) an. Der Test beruht auf der Schätzung der beiden konkurrierenden Modelle (linear und logarithmisch) und den resultierenden Werten  $\tilde{y}_t$  und  $\log \hat{y}_t$ . Die entsprechenden Schätzungen für  $y_t$  aus dem logarithmischen Modell lautet dann  $\exp(\log \hat{y}_t)$  und  $\log \tilde{y}_t$  für  $\log y_t$  aus dem linearen Ansatz.

In einem zweiten Schritt werden die beiden Hypothesen  $Q_0 = 0$  und  $Q_1 = 0$  in folgenden Regressionen getestet:

$$(4) \log y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + Q_0 [\tilde{y}_t - \exp(\log \hat{y}_t)] + \varepsilon_t \text{ bzw.}$$

$$(5) y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + Q_1 [\log \hat{y}_t - \log \tilde{y}_t] + \varepsilon_t.$$

Falls  $Q_0 = 0$  verworfen werden kann, wird das lineare Modell akzeptiert und umgekehrt. Probleme ergeben sich, wenn beide Hypothesen verworfen bzw. nicht verworfen werden können. In diesen Fällen besitzt der Test keine Trennschärfe zwischen den konkurrierenden Hypothesen. In unserem Fall trifft diese Unbestimmtheit zu, da beide Hypothesen nicht verworfen werden können. Ein Grund dürfte dabei der verwendete, relativ kurze Datensatz sein. Für die nachfolgende Schätzung wählen wir aus den genannten theoretischen Gründen das logarithmische Modell, da hier die zugrunde liegende Cobb-Douglas-Struktur die Aufnahme eines exponentiellen Trends in die Spezifikation ermöglicht. Allerdings präsentieren wir zum Vergleich auch eine Schätzung mit linearem Trend. Diese Modellierung besitzt zudem zwei weitere Vorzüge. Zum einen besteht die Möglichkeit, den technischen Fortschritt als neutralen, kapitalungebundenen Fortschritt interpretieren zu können, und der geschätzte Parameter gibt in diesem Fall die durchschnittliche jährliche Fortschrittsrate an (vgl. Branson 1997, S.628f.). Zum anderen berücksichtigt diese Spezifikation, daß keine perfekte Substituierbarkeit im Gesundheitswesen gegeben ist.

### 3.3 Schätzmethoden

Zahlreiche Zeitreihen sind nicht-stationär in dem Sinne, daß Mittelwert und Varianz von der Zeit abhängen und beide Größen sich im Zeitablauf immer weiter von ihren Ausgangswerten entfernen. Nicht-stationäre Zeitreihen werden meist vor

der Schätzung trendbereinigt, um die üblichen Stationaritätsannahmen der Regressionsanalyse zu sichern. Hierbei finden vor allem zwei Vorgehensweisen Anwendung:

(i) Aufnahme des Kalenderjahres in die Regression (Regressionsansatz)

(ii) Sukzessive Differenzenbildung.

Beim Regressionsansatz unterstellt man für den datenerzeugenden Prozeß folgende Beziehung:

$$(6) \quad y_t = \alpha + \beta t + u_t,$$

wobei  $u_t$  eine stationäre Zufallsvariable ist mit Mittelwert 0 und Varianz  $\sigma_u^2$  ist.

Demgegenüber liegt bei der zweiten Vorgehensweise ein Random-Walk-Modell zugrunde, mit

$$(7) \quad y_t - y_{t-1} = \beta + \varepsilon_t \text{ bzw. durch Aufsummierung}$$

$$(8) \quad y_t = y_0 + \beta t + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j .$$

Die Gleichungen (6) und (8) ähneln sich, allerdings ist der Störterm in Gleichung (8) nicht stationär, sondern besitzt eine Varianz  $(t \cdot \sigma_\varepsilon^2)$ , die im Zeitablauf ansteigt. Das Modell aus Gleichung (6) ist als trend-stationärer Prozeß (TSP) bekannt, das zweite Modell in Gleichung (8) als differenz-stationärer Prozeß (DSP; vgl. Maddala 1992, S. 258). Beide Ansätze weisen einen linearen Trend auf, unterscheiden sich aber in der Methode der Trendbereinigung. Während in TSP-Modell explizit der deterministische Trend in die Schätzgleichung aufgenommen wird, wird im DSP-Modell üblicherweise zunächst eine Differenzenbildung vorgenommen<sup>13</sup>.

Durch die Aufnahme des Kalenderjahres in die Schätzgleichung ergibt sich für unsere Vorgehensweise eine einfache Möglichkeit, einen Proxy für den medizinischen Fortschritt in den Ansatz aufzunehmen.

---

<sup>13</sup> Es gilt jedoch zu betonen, daß auch im TSP-Modell die Differenzenbildung zur Stationarität führt:  $\Delta y_t = \beta + u_t - u_{t-1}$  und  $\Delta^2 y_t = \Delta^2 u_t = u_t - 2u_{t-1} + u_{t-2}$  als trendbereinigte Zeitreihe.

Um zu testen, ob diese Zeitreihe der TSP-Klasse bzw. der DSP-Klasse angehört, kann der (Augmented) Dickey-Fuller-Test auf "Einheitswurzel" angewendet werden. Das Vorliegen einer solchen unit root im autoregressiven Teil der jeweiligen Zeitreihe bedeutet, daß die Zeitreihe selbst nicht stationär ist, die erste Differenz jedoch die Stationaritätseigenschaft besitzt. Damit ist die Zeitreihe integriert vom Grade 1 und läßt sich der DSP-Klasse zuordnen.

Zur Überprüfung erfolgt deshalb ein Test auf Wurzeln von Eins im autoregressiven Teil der jeweiligen Zeitreihe. Wie Tabelle 2 verdeutlicht, sind die interessierenden Zeitreihen (logarithmierte reale Behandlungsausgaben je Mitglied (In RGAUSPM), logarithmierte reale beitragspflichtigen Einkommen je Mitglied (In REINPM), logarithmierte Altersstruktur (In ANT65)) stationär, da aufgrund des Dickey-Fuller-Tests die unit root-Hypothese für die relevanten Variablen verworfen werden kann.

*Tabelle 2: (Augmented-) Dickey-Fuller-Test auf Einheitswurzeln*

Zeitreihe	DF-(ADF-)Wert
In RGAUSPM	- 4,22 (0) **
In REINPM	- 4,23 (0) **
In ANT65	- 3,75 (1) **

*Anmerkungen:*

Zur Überprüfung der unit root-Hypothese kann der Dickey-Fuller-Test (DF-Wert) bzw. der Augmented Dickey-Fuller-Test (ADF-Wert) angewendet werden. Dazu wird für die zu untersuchende Zeitreihe  $y_t$  folgende OLS-Regression geschätzt (vgl. Fuller (1976) sowie Dickey/Fuller (1979)):

$$\Delta y_t = a_0 + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^m a_j \Delta y_{t-j} + b t + u_t$$

Die Zahl in Klammern hinter dem Wert der Dickey-Fuller-Teststatistik gibt die Anzahl der verzögerten Differenzen (m) des ADF-Tests an. Für die Zahl null liegt somit der DF-Test vor. \*\*, \*: Die Hypothese  $\rho = 0$  (d.h. Einheitswurzel) wird mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% bzw. 10% verworfen.

Die Parameter können somit mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt werden. In den Fällen, in denen der Durbin-Watson-Koeffizient auf eine posi-

tive Autokorrelation der Residualvariablen hinweist, nehmen wir eine Prais-Winsten-Regression vor, um die Autokorrelation zu berücksichtigen.<sup>14</sup>

### 3.4 Ergebnisse

Tabelle 3 gibt einen Überblick über die Schätzergebnisse verschiedener Spezifikationen für die GKV-Behandlungsausgaben. Modell 1, das als Grundmodell interpretiert werden kann, regressiert die realen GKV-Ausgaben pro Mitglied auf die realen beitragspflichtigen Einkommen der Mitglieder, den Anteil der über 65jährigen Mitglieder und einen exponentiellen Zeittrend als pars pro toto für den medizinischen Fortschritt. Alle erklärenden Variablen sind signifikant auf dem 5%-Niveau, und der Anteil der erklärten Varianz ist sehr hoch. Man könnte nun einwenden, dass die Robustheit der Ergebnisse darunter leidet, dass auch das Einkommen und die Altersstruktur einen positiven Zeittrend aufweisen. Dem wäre entgegenzuhalten, dass die Logarithmierung diesen Zeittrend zumindest abschwächt. Die Einkommenselastizität in Höhe von 0,4 impliziert, daß Gesundheitsleistungen keine Luxusgüter sind, d.h. der Anstieg der Gesundheitsausgaben mit dem Einkommen verläuft lediglich unterproportional. Zu beachten ist jedoch, daß die Gleichung wegen der bereits angesprochenen politischen Eingriffe nicht als echte Nachfragebeziehung gedeutet werden kann.

---

<sup>14</sup> Üblicherweise deutet ein hoher positiver Autokorrelationskoeffizient darauf hin, daß das Regressionsmodell fehlspezifiziert ist. Möglicherweise fehlen wichtige erklärende Variablen oder die gewählte Kurvenform gilt nur sehr approximativ. Auch können Meßfehler vorliegen. Auf die einzelnen Möglichkeiten gehen wir weiter unten ein (vgl. Greene 1997, S.577ff.).

Tabelle 3: Determinanten der Gesundheitsausgaben (alte Bundesländer 1970-95)  
OLS-Schätzergebnisse<sup>1)</sup>

Abhängige Variable Erklärende Variablen <sup>3)</sup>	Reale GKV-Behandlungsausgaben je Mitglied				
	Modell 1 <sup>2)</sup>	Modell 2	Modell 3 <sup>2)</sup>	Modell 4	Modell 5 <sup>2)</sup>
Konstante	0,416 (3,763)**	-1,408 (-0,525)	0,355 (3,384)**	-3,101 (-1,301)	0,407 (3,629)**
Einkommen	0,391 (2,905)**	0,606 (1,978)*	0,456 (3,503)**	0,209 (0,490)	0,404 (2,899)
Altersstruktur	1,268 (2,394)**	1,064 (3,595)**	1,030 (2,014)*	0,697 (2,102)**	1,241 (2,256)**
Exponentieller Trend	0,010 (4,978)**		0,014 (5,086)**	0,016 (2,763)**	0,008 (3,039)
Linearer Trend		0,114 (3,296)**			
Staatliche Eingriffe			-0,068 (-2;243)**		
Preisstruktureffekt				1,496 (2,949)**	
Sterberate					-0,280 (-0,660)
R <sup>2</sup> (adj)	0,9966	0,9824	0,9973	0,9847	0,9966
S <sup>2</sup> (adj)	0,03035	0,03228	0,02795	0,03081	0,03076
d <sub>w</sub> /d <sub>w</sub> Prais	0,959/ 1,927	1,232	0,882/ 1,673	1,230	1,020/ 1,918
N	26	26	26	26	26

- 1) Logarithmische Spezifikation: Die Werte in Klammern geben die robust geschätzten t-Werte an. \*, \*\* 10% bzw. 5% - Signifikanzniveau.
- 2) Prais-Winsten-Korrektur für Autokorrelation der Residuen.
- 3) Einkommen: reale beitragspflichtige Einkommen je Mitglied; Altersstruktur: Anteil der über 65jährigen an den Mitgliedern; exponentieller Trend: exponentielle Spezifikation des Kalenderjahres im Modell; linearer Trend: lineare Spezifikation des Kalenderjahres im Modell; staatliche Eingriffe: Dummy-Variable (ab 1989 = 1) für die Effekte des GRG; Preisstruktureffekt: Preisindex der GKV dividiert durch Preisindex der Lebenshaltung; Sterberate: Relation Anzahl der Verstorbenen zur Gesamtbevölkerung; ab 1993 beziehen sich die Werte auf Gesamtdeutschland; R<sup>2</sup> (adj.): korrigiertes Bestimmtheitsmaß; S<sup>2</sup> (adj.): Residuenvarianz; d<sub>w</sub>: Durbin-Watson-Koeffizient.

Für unser Thema noch wichtiger sind der Effekt der Altersstruktur und der Zeittrend: Steigt der Anteil 65jähriger um einen Prozentpunkt, so erhöht dies am Stichproben-Mittelwert die Pro-Kopf-Ausgaben um reichlich 8 Prozent. Dieses Ergebnis widerspricht dem von Getzen (1992), der mit einer kombinierten Zeitreihen-Querschnitts-Analyse für 20 OECD-Länder keinen signifikanten Einfluß der gleichen Variablen auf die Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben gefunden hatte.<sup>15</sup> Die Höhe des gefundenen Effekt überrascht zunächst, da er suggeriert, dass ein über 65jähriger im Durchschnitt 8mal so hohe Ausgaben verursacht wie ein Jüngerer. Vermutlich hat sich jedoch im gleichen Zeitraum auch die Altersverteilung innerhalb der Gruppe der über 65jährigen geändert, und die Variable ANT65 nimmt als Proxy auch den Effekt dieser Änderung auf.

Der reine Zeittrend – bei konstantem Pro-Kopf-Einkommen – bewirkt nach dieser Schätzung einen Anstieg um 1% pro Jahr. Um diesen Betrag lag also das jährliche Wachstum der Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben – bei konstanter Altersstruktur – über der jährlichen Produktivitätssteigerung, während PROGNO (1998) die jährliche Differenz der Wachstumsraten per Annahme auf Null gesetzt hat<sup>16</sup>. Die PROGNO-Vorausschätzung muß daher als zu optimistisch angesehen werden.

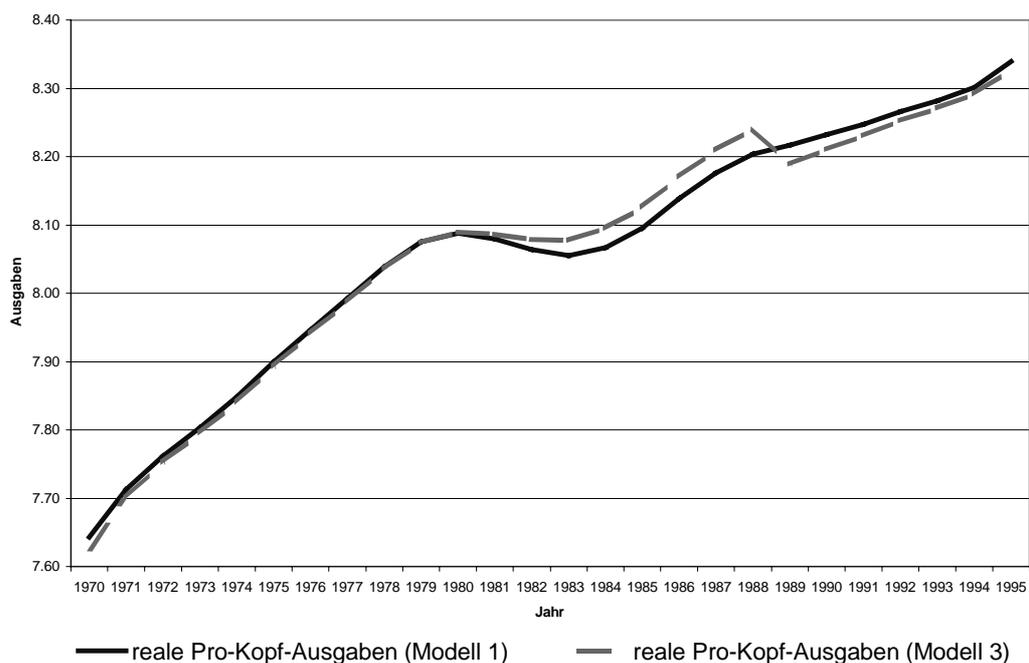
Im Unterschied zu Modell 1 verwendet das zweite Modell einen linearen Trend als Proxy für den medizinischen Fortschritt. Bis auf den Wert der Konstanten bleiben die qualitativen Ergebnisse unverändert. Allerdings fallen die Fortschrittseffekte hier schwächer aus. Der Anstieg der Altersstruktur um einen Prozentpunkt impliziert einen nahezu unveränderten Anstieg der Pro-Kopf-Ausgaben von nun 7 Prozent. Die Linearisierung der Fortschrittseffekte führt dagegen – für sich genommen – nunmehr zu einem jährlichen Anstieg der Pro-Kopf-Ausgaben von 0,8 Prozent. Dennoch zeigt sich auch in diesem Modell, daß die Prognos-Vorausschätzung weiterhin viel zu optimistisch ausfällt.

---

<sup>15</sup> In der von Gerdtham u.a. (1992) durchgeführten Querschnittsanalyse von 19 OECD-Staaten aus dem Jahre 1987 hängt die Signifikanz der Altersstruktur-Variablen auf die Pro-Kopf-Ausgaben von der gewählten Spezifikation ab, und es wird – anders als hier – eine Einkommenselastizität von mehr als 1 gemessen.

<sup>16</sup> Dabei muß eine konstante Erwerbsbeteiligung der unter 65jährigen vorausgesetzt werden.

**Abbildung 1: Effekte des Gesundheitsreformgesetzes (GRG)**



Quelle: Eigene Darstellung.

Obwohl wir die gesetzlichen Eingriffe des Staates als endogene Reaktionen der Politiker auf die Ausgabenentwicklung ansehen, schätzen wir daneben auch Modell 3, in dem ein zentrales Reformgesetz als exogener Staatseingriff behandelt wird. Modelliert haben wir die Effekte des Gesundheitsreformgesetzes (GRG) durch eine Dummy-Variable, die vom Jahr 1989 an den Wert Eins annimmt. Der geschätzte Koeffizient zeigt, daß der so modellierte staatliche Eingriff im Jahr 1989 zu einer einmaligen Stufe nach unten im Zeittrend der Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben um knapp 7 Prozent geführt hat, während der trendmäßige Anstieg jetzt mit 1,4 Prozent pro Jahr entsprechend stärker ausfällt und die anderen Ergebnisse qualitativ erhalten bleiben. Dieser Zusammenhang ist in Abbildung 1 graphisch dargestellt: Die durchgezogene Linie gibt die geschätzten Werte für die realen Pro-Kopf-Behandlungsausgaben aus Modell 1 an, die gestrichelte Linie die entsprechenden Werte aus Modell 3.

In Modell 1 (unserer Basisschätzung) deutet der ursprüngliche Durbin-Watson-Koeffizient auf eine positive Autokorrelation in den Residuen hin. Um zu

überprüfen, ob das Modell fehlspezifiziert ist, erweitern wir das Modell um zusätzliche möglicherweise wichtige erklärende Variablen<sup>17</sup>.

Die vorgestellten Modelle berücksichtigen bisher nur die Veränderung des allgemeinen Preisniveaus, gemessen mit Hilfe des Preisindex für die Lebenshaltung. Zur Erfassung der spezifischen Preisentwicklung im Gesundheitswesen bietet es sich an, als zusätzlichen Regressor den Relativpreis für Gesundheitsleistungen aufzunehmen, gemessen als Preisindex für GKV-Behandlungsleistungen dividiert durch den Preisindex für die Lebenshaltung (vgl. Statistisches Bundesamt 1998, S. 471ff.). Sofern der Relativpreis für Gesundheitsleistungen ansteigt, steigen die Preise im Gesundheitswesen schneller an als das allgemeine Preisniveau. In diesem Fall liegt ein negativer Preisstruktureffekt zu Lasten von Gesundheitsleistungen vor. Diese in der Vergangenheit zutreffende Entwicklung hat zur Folge, daß die nominale Gesundheitsquote stets über der realen Quote liegt und somit zur Aufrechterhaltung eines gegebenen Versorgungsniveaus mit Gesundheitsleistungen die nominalen Ausgaben zunehmen müssen<sup>18</sup>.

Die Schätzung in Modell 4 zeigt, daß dem Preisstruktureffekt ein positiver und signifikanter Einfluß auf die Pro-Kopf-Ausgaben zukommt. Allerdings zieht er einen Teil des Einkommenseffekts auf sich, der dann nicht mehr signifikant ist. Negative Preisstruktureffekte können, müssen aber nicht auf einer ineffizienten Gesundheitsproduktion beruhen. Sie ergeben sich auch, wenn die Besonderheiten der Gesundheitsproduktion einer produktivitätssteigernden Substitution von Arbeit durch Kapital Grenzen setzen (bspw. in Pflegeeinrichtungen oder auf Intensivstationen).

Das letzte hier vorgestellte Modell 5 enthält als zusätzlichen Regressor die (rohe) Sterberate, d.h. den Quotienten aus der Anzahl der Verstorbenen und der Bevölkerungszahl<sup>19</sup>. Die Schätzergebnisse liefern jedoch keine zusätzlichen Erkennt-

---

<sup>17</sup> Das Vorliegen systematischer Meßfehler und die Verwendung einer anderen Kurvenform sind unter Umständen weitere Ursachen für einen stark von 2 abweichenden  $d_W$ -Koeffizienten (vgl. Greene 1997, S. 591).

<sup>18</sup> Wählt man nicht das Jahr 1970 als Basisjahr, sondern 1980, ergibt sich für das Gesundheitswesen insgesamt eine wesentlich günstigere Bewertung. Nach 1980 verzeichnen Gesundheitsgüter überwiegend geringere Preissteigerungen im Vergleich zu anderen Gütern und Dienstleistungen. Dies verdeutlicht, daß ein großer Teil der Preisexpansion im Gesundheitswesen bereits vor 1980 stattgefunden hat.

<sup>19</sup> Wir verzichten hier auf eine weitere Modellvariante, die als zusätzlichen Regressor den Quotienten aus Versichertenzahl und Mitgliederzahl enthält. Die in den anderen Modellen enthaltenen Größen stellen zumindest für die Gesundheitsausgaben keine Pro-Kopf-Größen

nisse. Der geschätzte Koeffizient der Sterberate ist nicht signifikant. Die Schätzwerte der übrigen Regressionskoeffizienten ändern sich kaum, während die geschätzten Standardfehler zunehmen, da die Interkorrelation zwischen den erklärenden Reihen zugenommen hat. Beide Kriterien sprechen also dafür, daß der Einfluß der Sterberate zumindest partiell von der Altersstrukturvariablen aufgefangen wird. Diese Sichtweise wird auch durch die Höhe des entsprechenden Korrelationskoeffizienten zwischen beiden Variablen gestützt, der bei  $-0,7521$  liegt.

#### **4. Prognose der Beitragssatzentwicklung**

Auf der Basis der vorgelegten ökonometrischen Schätzungen läßt sich die Entwicklung der GKV-Behandlungsausgaben und des resultierenden Beitragssatzes in die Zukunft hinein projizieren, soweit für die erklärenden Variablen hinreichend verlässliche Prognosewerte existieren. Dies ist bis zum Jahr 2040 der Fall. Um eine relativ treffsichere Projektion zu erhalten, bietet sich Modell 1 an, da der hier formulierte vergleichsweise allgemeine Zusammenhang eine bessere zeitliche Konstanz erwarten läßt, im Vergleich zu spezielleren Relationen. Insbesondere lassen sich diskretionäre Eingriffe wie das GRG von 1988 für die Zukunft nicht voraussagen. Als erklärende Variablen gehen in die Berechnung damit die beitragspflichtigen Einnahmen, die Altersstruktur und der medizinische Fortschritt ein. Die bedingte Prognose beruht ferner auf der Annahme, daß die in Modell 1 gewählte Cobb-Douglas-Struktur auch für die nächsten vier Jahrzehnte Gültigkeit besitzt.

Tabelle 4 faßt die zeitliche Entwicklung der erklärenden Variablen zusammen. Der Entwicklung der beitragspflichtigen Einnahmen liegt das obere Szenario des Prognos-Gutachtens zugrunde. Zur Preisbereinigung ziehen wir den Preisindex für den privaten Verbrauch heran, der sich ebenfalls dem Prognos-Gutachten entnehmen läßt. Die demographische Entwicklung entnehmen wir der mittleren Variante der achten koordinierten Bevölkerungsprognose des Statistischen Bundesamtes. Der medizinische Fortschritt wird, wie bisher, mit Hilfe des Kalenderjahres approximiert.

---

dar, da neben den Mitgliedern auch die mitversicherten Familienangehörigen Leistungen der GKV in Anspruch nehmen. Die Bezugnahme auf das Mitglied könnte daher eine Korrektur um die Entwicklung bei den Versicherten erfordern. Der geschätzte Koeffizient ist allerdings nicht signifikant.

Die vorauszuschätzende Variable bilden die GKV-Behandlungsausgaben.<sup>20</sup> Mit Hilfe der Prognosen über die Entwicklung der exogenen Variablen ( $X^P$ ) und der Parameter-Schätzung aus den vergangenen Perioden ( $\hat{\beta}$ ) läßt sich die Entwicklung der GKV-Behandlungsausgaben für die Jahre 2000 bis 2040 anhand der folgenden Gleichung projizieren:

$$(9) \quad RGAUSPM^P = X^P \hat{\beta} \quad .$$

Aus der bedingten Prognose der GKV-Ausgaben und der beitragspflichtigen Einnahmen aus Tabelle 5 läßt sich dann eine Projektion des GKV-Beitragssatzes ableiten. Wie Tabelle 5 und Abbildung 2 zeigen, verläuft die Entwicklung des Beitragssatzes bis zum Jahr 2020 relativ moderat, um dann zwischen 2020 und 2030, bedingt durch den rapiden Anstieg des Anteils der über 65jährigen, rasant anzusteigen.

*Tabelle 4: Prognostizierte Entwicklung der erklärenden Variablen  
(Alte Bundesländer 2000 – 2040)*

Erklärende Variable \ Jahr	2000	2010	2020	2030	2040
Beitragspflichtiges Einkommen (nominal, Mrd. DM) <sup>1)</sup>	1266,6	2162,0	3635,3	5973,9	9063,9
Preisindex des privaten Verbrauchs (1991 = 100) <sup>1)</sup>	128,8	175,5	241,2	339,6	458,3
Anteil der über 65jährigen <sup>2)</sup>	16,4	19,3	20,9	25,4	27,9
Medizinischer Fortschritt <sup>3)</sup>	31	41	51	61	71
GKV-Mitglieder (Mio.) <sup>4)</sup>	43,1	42,9	41,7	39,9	37,3

1) Oberes Szenario von PROGNOSE.

2) mittlere Variante der 8. koordinierten Bevölkerungsvorausschätzung des Statistischen Bundesamtes.

3) Kalenderjahr: 1970= 1.

4) Unter der Prämisse, daß die Relationen Bevölkerung/GKV-Versicherte und GKV-Mitglieder/GKV-Versicherte zeitlich stabil sind.

Quelle: eigene Darstellung.

<sup>20</sup> Genau genommen projizieren wir die zeitliche Entwicklung der logarithmierten realen GKV-Behandlungsausgaben pro Mitglied, rechnen diese dann aber in nominale Gesamtausgaben um.

Tabelle 5: Prognose-Ergebnisse für GKV-Behandlungsausgaben und Beitragssatz

Zu erklärende Variable Jahr	Alle exogenen Größen variabel <sup>1)</sup>			Konstanter Stand der Medizintechnik		
	GKV-Ausgaben je Mitglied <sup>3)</sup>	insgesamt (Mrd. DM) <sup>4)</sup>	Beitragssatz (%) <sup>5)</sup>	GKV-Ausgaben je Mitglied <sup>3)</sup>	insgesamt (Mrd. DM) <sup>4)</sup>	Beitragssatz (%) <sup>5)</sup>
2000	5.470	346,8	13,1	5.470	346,8	13,1
2010	11.112	701,3	15,4	10.027	632,8	13,9
2020	20.476	1.257,1	15,6	16.672	1.023,6	13,4
2030	44.240	2.597,0	20,7	32.502	1.908,0	15,2
2040	80.119	4.397,1	23,1	53.112	2.915	15,3

1) Die erklärenden Variablen entwickeln sich gemäß Tabelle 4.

2) Der Stand der Medizintechnik wird auf dem Niveau des Jahres 2000 fixiert.

3) Die prognostizierten Werte werden delogarithmiert und inflationiert.

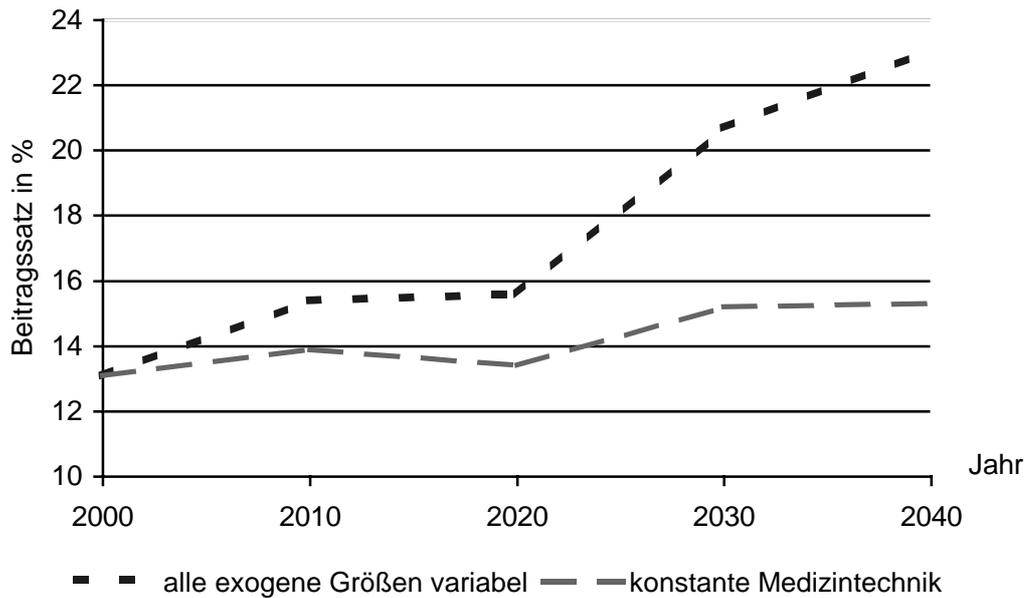
4) Multiplikation mit den prognostizierten Mitgliederzahlen.

5) Der Beitragssatz errechnet sich durch Division der prognostizierten GKV-Ausgaben insgesamt durch das prognostizierte beitragspflichtige Einkommen. Dabei werden zwei Korrekturfaktoren verwendet. Der erste Faktor (0,68) berücksichtigt, daß die Berechnung der beitragspflichtigen Einnahmen auf die Mitglieder in der AKV (bis 1993) beschränkt bleibt (vgl. Sachverständigenrat für die Konzertierte Aktion im Gesundheitswesen 1994, S. 328). Der zweite Faktor (0,7) ist erforderlich, da die Beiträge für Arbeitnehmer lediglich rund 70 Prozent der Beiträge insgesamt ausmachen (vgl. PROGNOSE 1998).

Quelle: eigene Berechnungen.

Für das Jahr 2040 resultieren aus dieser Vorgehensweise prognostizierte GKV-Behandlungsausgaben in Höhe von 4.397 Mrd. DM (vgl. Tabelle 5). Damit verbunden wäre ein Beitragssatz von 23,1 Prozent. Ausgehend vom heutigen Niveau von 13,5 Prozent bedeutet dies, verglichen mit den von PROGNOSE vorausgeschätzten 15,5 bis 16 Prozent, ein ca. viermal so starkes Wachstum. Das PROGNOSE-Ergebnis stellt sich im Rahmen unserer Analyse lediglich ein, wenn wir die medizinische Technik konstant halten. Hier liefert unsere bedingte Prognose Ausgaben in Höhe von 2915 Mrd. DM, und der resultierende Beitragssatz beläuft sich auf 15,3 Prozent (vgl. auch die zeitliche Entwicklung des Beitragssatzes gemäß den beiden Szenarien in Abbildung 2).

Abbildung 2: Prognostizierte Entwicklung des Beitragssatzes



Quelle: Eigene Darstellung.

## 5. Schlußbemerkungen

Anders als in den bisher vorliegenden Arbeiten zur Vorausschätzung der zukünftigen Entwicklung der Ausgaben der gesetzlichen Krankenversicherung und des zur Finanzierung erforderlichen Beitragssatzes basiert die hier präsentierte Vorgehensweise auf der Schätzung eines ökonometrischen Modells auf der Grundlage der in den vergangenen 25 Jahren beobachteten Daten. Eine solche Methodik hat ihre spezifischen Stärken, aber auch ihre Probleme. Zu den Problemen zählt die Annahme, es gebe einen quasi naturgesetzlichen Zusammenhang zwischen den hier betrachteten Größen (Einkommen, Altersstruktur, medizinischer Fortschritt und Gesundheitsausgaben), der über sehr lange Zeiträume stabil bleibt. Die Stärke ist dagegen in der rigorosen Verwendung der Status-quo-Annahme zu sehen: Welche Entwicklung werden die hier interessierenden Größen nehmen, wenn die bisherige Politik fortgesetzt wird?

Nun muß man, wie bereits eingangs erwähnt, sicherlich definieren, was man unter der „bisherigen Politik“ versteht. Wir verstehen darunter das Festhalten an dem Prinzip, daß zum einen alle medizinisch notwendigen Maßnahmen in den Leistungskatalog der GKV fallen und dieser stets um neue Behandlungsmethoden erweitert

wird, sobald deren Wirksamkeit nachgewiesen ist, und daß zum anderen Zuzahlungen der Patienten zu ihren Krankheitskosten nur in sehr engen Grenzen verlangt werden. Was wir nicht unter der „bisherigen Politik“ verstehen, ist die Hintanstellung dieser Grundsätze hinter das Ziel der Beitragssatzstabilität. Denn die Beitragssätze sind seit der erstmaligen Verkündung dieses Prinzips durch den damals zuständigen Minister Blüm keineswegs stabil geblieben. Insofern halten wir auch die Vorgehensweise des PROGNOS-Gutachtens von 1998 für nicht schlüssig: Wenn schon das Prinzip der Beitragssatzstabilität befolgt würde, dann müßte man konsequenterweise ein Nullwachstum des Beitragssatzes voraussagen.

Ist die Status-quo-Projektion als eine Prognose in dem Sinne zu deuten, daß wir glauben, der GKV-Beitragssatz im Jahr 2040 werde tatsächlich 23 Prozent betragen? Sicherlich nicht, und daher sprechen wir auch von einer „bedingten Prognose“. Unsere Ergebnisse sind folglich so zu deuten, daß wir die zukünftige Höhe der Kluft zwischen zwei Größen quantifizieren wollen, nämlich

- dem Niveau der Gesundheitsleistungen, das sowohl medizinisch machbar ist als auch aufgrund der Demographie nachgefragt wird, und
- dem Niveau, das mit heutigen Abgabesätzen finanzierbar ist.

Die Arbeit bildet somit eine empirische Grundlage dafür, über die zukünftige Notwendigkeit der Rationierung von Gesundheitsleistungen rechtzeitig und ohne ideologische Voreingenommenheit nachzudenken.<sup>21</sup>

---

<sup>21</sup> Vgl. dazu Breyer (1999b), Abschnitt 3.3.

## Literatur

- Barros, P.P. (1998), The Black Box of Health Care Expenditure Growth Determinants, *Health Economics* 7(6), 533-544.
- Blomqvist, A.G. und R.A.L. Carter (1997), Is Health a Luxury?, *Journal of Health Economics* 16(2), 207-229.
- The Boston Consulting Group (1998), *Innovationskraft: Forschende Arzneimittelhersteller am Standort Deutschland*, Bonn.
- Branson, W.H. (1997), *Makroökonomie: Theorie und Politik*, 4. Aufl., München.
- Breyer, F. (1995), Kostendynamik, demographische Entwicklung und medizinischer Fortschritt, *Zentralblatt für Chirurgie* 120, 496-501.
- Breyer, F. (1999a), Lebenserwartung, Kosten des Sterbens und die Prognose der Gesundheitsausgaben, erscheint in: *Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften*.
- Breyer, F. (1999b), Zukunftsperspektiven der Gesundheitssicherung, erscheint in: R. Hauser (Hrsg.), *Zukunft des Sozialstaats*, Berlin.
- Breyer, F. und P. Zweifel (1997), *Gesundheitsökonomie*, 2. Aufl., Berlin u.a.: Springer.
- Busse, R. u.a. (1996), *Leistungen und Kosten der medizinischen Versorgung im letzten Lebensjahr. Abschlußbericht*. Norddeutscher Forschungsverbund Public Health, Projekt D3, unveröff. Manuskript, Hannover.
- Davidson, R. und J.G. MacKinnon (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford, New York.
- Deutscher Bundestag (1992), *Entwurf eines Gesetzes zur Sicherung und Strukturverbesserung der gesetzlichen Krankenversicherung (Gesundheits-Strukturgesetz 1993)*, Bundestags-Drucksache 12/3209 vom 7.9.1992.
- Dickey, D.A. und W.A. Fuller (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.
- Dinkel, R. (1998), Demographische Entwicklung und Gesundheitszustand: Eine empirische Kalkulation der Healthy Life Expectancy für die Bundesrepublik auf der Basis von Kohortendaten, unveröff. Manuskript, Universität Bamberg.
- Engle, R.F. und C.W.J. Granger (1987), Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica* 55, 251-276.
- Erbsland, M., W. Ried und V. Ulrich (1999), Die Auswirkungen der Bevölkerungsstruktur auf Ausgaben und Beitragssatz in der gesetzlichen Krankenversicherung, in: E. Wille (Hrsg.), *Entwicklung und Perspektiven der Sozialversicherung*, Nomos-Verlag, Reihe ZEW-Wirtschaftsanalysen.

- Fuchs, V.R (1984), "Though Much Is Taken: Reflections on Aging, Health and Medical Care," *Milbank Memorial Fund Quarterly* 62, 143-166 (reprinted in: V.R. Fuchs, *The Health Economy*, Cambridge/Mass. 1986)
- Fuchs, V.R. (1998), Provide, Provide: The Economics of Aging, erscheint in: T.R. Saving und A. Rattenmaier (Hrsg.), *Medicare Reform: Issues and Answers*, Chicago.
- Fuller, W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, New York.
- Getzen, T.E. (1992), Population Aging and the Growth of Health Expenditures, *Journal of Gerontology: SOCIAL SCIENCES* 47, S98-104.
- Gerdtham, U.-G., J. Sogaard, F. Andersson & B. Jönsson (1992), An Econometric Analysis of Health Care Expenditure. A Cross-Section Study of the OECD Countries, *Journal of Health Economics* 11, 63-84.
- Granger, C.W.J. (1986), Developments in the Study of Cointegrated Variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48(3), 213-228.
- Greene, W.H. (1997), *Econometric Analysis*, 3<sup>rd</sup> Edition, New Jersey.
- Knappe, E. (1995), Auswirkungen des demographischen Wandels auf den Gesundheitssektor, in: P. Oberender (Hrsg.), *Transplantationsmedizin. Ökonomische, ethische, rechtliche und medizinische Aspekte*, Baden-Baden, 11-41.
- Krämer, W. (1989), *Die Krankheit des Gesundheitswesens..* Frankfurt/M.
- Krämer, W. (1993), *Wir kurieren uns zu Tode. Die Zukunft der modernen Medizin.* Frankfurt/New York.
- Krämer, W. (1996), Hippokrates und Sisyphus. Die moderne Medizin als Opfer ihres eigenen Erfolgs, in: W. Kirch und H. Kliemt (Hrsg.), *Rationierung im Gesundheitswesen*, Regensburg.
- Lubitz, J.D. und G.F. Riley (1993), Trends in Medicare Payments in the Last Year of Life, *New England Journal of Medicine* 328, 1093-1096.
- Lubitz, J., J. Beebe und C. Baker (1995), Longevity and Medicare Expenditures, *New England Journal of Medicine* 332, 999-1003.
- Mackinnon, G., H. White und R. Davidson (1983), Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses: Some Further Results, *Journal of Econometrics*, 21, S. 53-70.
- Maddala, G.S. (1992), *Introduction to Econometrics*, 2<sup>nd</sup> Edition, Englewood Cliffs.
- PROGNOS (1995), *Perspektiven der gesetzlichen Rentenversicherung für Gesamtdeutschland vor dem Hintergrund veränderter politischer und ökonomischer Rahmenbedingungen*, DRV-Schriften, Band 4, Frankfurt/M.
- PROGNOS (1998), *Auswirkungen veränderter ökonomischer und rechtlicher Rahmenbedingungen auf die gesetzliche Rentenversicherung in Deutschland*, DRV-Schriften, Band 9, Frankfurt/M.

- Sachverständigenrat für die Konzertierte Aktion im Gesundheitswesen (1994), *Gesundheitsversorgung und Krankenversicherung 2000, Sachstandsbericht 1994*, Baden-Baden.
- Statistisches Bundesamt (1998) (Hrsg.), *Gesundheitsbericht für Deutschland, Gesundheitsberichterstattung des Bundes*, Stuttgart.
- Zweifel, P. (1990), Bevölkerung und Gesundheitswesen: Ein Sisyphus-Syndrom?, in: B. Felderer (Hrsg.), *Bevölkerung und Wirtschaft*. Berlin, 373-386.
- Zweifel, P., S. Felder und M. Meier (1996), Demographische Alterung und Gesundheitskosten: Eine Fehlinterpretation, in: P. Oberender (Hrsg.), *Alter und Gesundheit*, Baden-Baden, 29-46.