

Thünen-Series of Applied Economic Theory

Thünen-Reihe Angewandter Volkswirtschaftstheorie

Working Paper No. 38

Zur Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen - Eine Analyse von Querschnittsdaten -

von

Thomas Kopetsch und

Michael Rauscher

Universität Rostock

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

Institut für Volkswirtschaftslehre

2003

Thomas Kopetsch
Kassenärztliche Bundesvereinigung
Herbert-Lewin-Str. 3
50931 Köln

Michael Rauscher
Universität Rostock
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät
18051 Rostock

Zur Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen - Eine Analyse von Querschnittsdaten -

Zusammenfassung

Auf der Basis von Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993 wird die Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen geschätzt. Dabei werden für privat und gesetzlich Krankenversicherte getrennte Schätzungen durchgeführt. Es zeigt sich, dass die Einkommenselastizität der Nachfrage bei geringen und mittleren Einkommen größer als eins und nur für Spitzenverdiener kleiner als eins ist. Implikationen dieses Ergebnisses für die Gesundheitspolitik werden diskutiert.

Zur Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen

- Eine Analyse von Querschnittsdaten -

THOMAS KOPETSCH UND MICHAEL RAUSCHER

1 Problemstellung

Das Gesundheitswesen ist die einzige Branche, deren Wachstum als Krise wahrgenommen wird. Dies liegt vor allem daran, dass die Finanzierung des Gesundheitssystems zum großen Teil über lohnabhängige Beiträge und zur Hälfte durch den Arbeitgeber erfolgt. Dieses Konstrukt hat zur Folge, dass ein höherer Finanzbedarf des Gesundheitswesens zwangsläufig höhere Krankenversicherungsbeiträge induziert und damit den Einsatz des Produktionsfaktors Arbeit verteuert. Dies wirkt sich tendenziell beschäftigungsfeindlich aus. Daher ist in Zeiten der Massenarbeitslosigkeit das oberste Ziel der Gesundheitspolitik die Beitragssatzstabilität der gesetzlichen Krankenversicherung, d. h. die Ausgaben dürfen nur im Gleichschritt mit den Einnahmen wachsen. Ob die Verfolgung dieses Zieles allerdings auch alloktionstheoretisch sinnvoll ist, ist prinzipiell in Frage zu stellen, da es dadurch zu einer Missachtung der individuellen Präferenzen kommt. Wenn die Individuen von ihren wachsenden Einkommen überproportional viel für Gesundheitsleistungen ausgeben möchten, bürdet man den Individuen durch die Verfolgung des Grundsatzes der Beitragssatzstabilität einen Wohlfahrtsverlust auf. Daher ist die Frage der Höhe der Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen sehr entscheidend für die präferenzkonforme und effiziente Ausgestaltung des Gesundheitssystems und somit ein zentraler Punkt für die aktuelle Gesundheitspolitik. Wenn Gesundheitsgüter Luxusgüter wären, müssten ernsthafte Überlegungen über den Umbau des Gesundheitssystems in Deutschland angestellt werden. Dieser Umbau sollte dann derart gestaltet werden, dass den individuellen Präferenzen Geltung verschafft und zugleich die beschäftigungsfeindliche Wirkung eines erhöhten Finanzbedarfes des Gesundheitswesens beseitigt wird.

Die entscheidende Frage lautet daher, gehören Gesundheitsgüter und -dienstleistungen zur Kategorie der Luxusgüter oder nicht? *Neubauer/Moos* (1997) behaupten, "Gesundheits-

leistungen dürften ohne Zweifel zu diesen Gütern zählen, die bei einem Einkommenswachstum überproportional viel von dem zusätzlichen Einkommen auf sich ziehen."¹ Dieses Zitat steht exemplarisch für viele andere Autoren, die sich ähnlich äußern, und stellt die eine Seite der Resultate empirischer Untersuchungen in diesem Bereich dar. Auf der anderen Seite existieren Arbeiten, deren Ergebnisse die postulierte Superiorität von Gesundheitsleistungen widerlegen.

Warum ist es so schwierig, die "wahre" Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen zu ermitteln? Die Autorinnen und Autoren, die zu dem Ergebnis kommen, dass Gesundheitsgüter und -dienstleistungen Luxusgüter seien, gehen in der Regel folgendermaßen vor: Die volkswirtschaftlichen Ausgaben für Gesundheit werden auf das Bruttoinlandsprodukt oder das Volkseinkommen im Zeitablauf regressiert. Die Verwendung von Makro-Daten ist allerdings problematisch, da zwangsläufig lange Zeitreihen zu Grunde gelegt werden müssen und in dieser langen Frist neben dem Einkommen auch andere Variable variieren, die in aggregierten Daten nicht beobachtbar sind. So können sich im Zeitablauf über Dekaden hinweg Präferenzänderungen ergeben, die die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen beeinflussen. Ähnliches gilt für Verschiebungen in der demografischen Struktur. Wenn diese Variablen mit der langfristigen Einkommensentwicklung korreliert sind, was zu erwarten ist, so werden die Schätzergebnisse verzerrt sein. Hinzu kommt häufig das Problem der Nicht-Stationarität makroökonomischer Zeitreihen.

Darüber hinaus besteht ein Manko bei den Arbeiten, die Makro-Daten verwenden, dahingehend, dass sie jeweils die *gesamten* Ausgaben für Gesundheitsgüter und -dienstleistungen zu Grunde legen. Das umfasst auch diejenigen Aufwendungen, die durch den Abschluss einer Krankenversicherung gedeckt sind. Wenn man die *Gesamtheit* der Gesundheitsausgaben für empirische Untersuchungen zu Grunde legt, taucht ein gravierendes Problem auf. Das Gesundheitswesen ist insofern eine Ausnahmebranche, als die stattfindenden Transaktionen durch Dreiecksbeziehungen gekennzeichnet sind, wie sie in Abbildung 1 illustriert werden. Der Nachfrager offenbart seinen Konsumwunsch dem Leistungserbringer, wobei ein Dritter, nämlich die Versicherung, zahlt. Bei dieser Konstellation werden aber nicht die *wahren* Präferenzen, die echte Zahlungsbereitschaft für Gesundheitsgüter und -dienstleistungen offenbart. Die Ausgaben übersteigen die eigentliche

¹ Neubauer/Moos (1997), S. 193.

Zahlungsbereitschaft. Der Nachfrager konsumiert Leistungen bis zur Sättigungsmenge², da er sie zum Nulltarif erhält - die Versicherung zahlt, nicht er persönlich. Die zuvor geleisteten Versicherungsbeiträge spielen bei dieser Entscheidung, wie viele Gesundheitsleistungen konsumiert werden, keine Rolle, da sie in den Augen des Nachfragers „sunk costs“ darstellen, die für die Konsumententscheidung keine Rolle mehr spielen. In dieser Situation ist es auch ein Leichtes für den Leistungsanbieter, seine eigenen Interessen durchzusetzen, da der Konsument keine Anreize an einer Kostenbegrenzung hat.³ Dies wird mit dem Begriff "angebotsinduzierte Nachfrage" beschrieben. Gemäß der Theorie der angebotsinduzierten Nachfrage weisen die Patienten einen Informationsmangel bezüglich der Notwendigkeit medizinischer Maßnahmen auf. Dies erlaubt den Ärzten, die Höhe der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen relativ unabhängig vom Gesundheitszustand der Patienten selbst zu bestimmen. Der Patient hat allerdings – wegen der Versicherungsdeckung und fehlender prozentualer Selbstbehalte – auch keinerlei Anreiz diese Informationsasymmetrie zu überwinden. Das heißt, in einer solchen Situation fällt die Nachfrage und die Produktion von Gesundheitsleistungen tendenziell höher aus als in einer Situation, in der der Konsument alle Leistungen direkt aus seiner eigenen Tasche zu bestreiten hätte.

----- Abbildung 1 hier einfügen

All diese Gründe sprechen gegen eine Verwendung von makroökonomischen Daten bei der Schätzung der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen.⁴ Mikroökonomische Querschnittsdaten haben hier Vorteile. Zu beachten ist dabei aber, dass nach Ansicht von *Newhouse* (1977) die Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen wesentlich davon abhängen wird, ob der Entscheidungsträger mit den *gesamten Kosten* für den Verbrauch zusätzlicher Ressourcen konfrontiert ist. Ist dies der Fall, so wird die Nachfrage stark vom Einkommen mitbestimmt. Hat er aber nur einen geringen Teil der Kosten selbst zu tragen, so wirken sich Einkommensunterschiede weniger stark aus. Arme und Reiche nähern sich in ihrem Konsum von Gesundheitsleistungen einander an. Mit

2 Der Konsum wird nur dann nicht bis zur Sättigungsmenge ausgedehnt, wenn Selbstbehalte existieren.

3 Ein Anreiz zur Ausgabenbegrenzung bestünde dann, wenn sich der Konsument prozentual an den Kosten beteiligen müsste.

4 Siehe dazu auch Blomqvist/Carter (1997).

zunehmendem Anteil der durch die Versicherung abgedeckten Gesundheitskosten sollte die Einkommenselastizität der Nachfrage also geringer werden.⁵

Die Tatsache, dass sich Einkommenselastizitäten größer Eins bei der Untersuchung von Makro-Daten, im Vergleich der Anteile der Gesundheitsausgaben am Volkseinkommen zwischen verschiedenen Ländern (beispielhaft in Tabelle 1 dargestellt) oder für ein Land im Zeitverlauf, einstellen, steht mit Newhouses These im Einklang, da eine Volkswirtschaft immer die vollen Kosten der im Gesundheitswesen gebundenen Produktionsfaktoren zu tragen hat.

----- Tabelle 1 hier einfügen

Dagegen weisen die empirischen Arbeiten, in denen versucht wird, die Einkommenselastizität der Nachfrage nach medizinischen Leistungen mittels mikroökonomischer Daten abzuschätzen (Querschnittsanalysen innerhalb eines Landes) immer Einkommenselastizitäten von unter Eins aus, sie falsifizieren somit die Luxusgut-Hypothese. Die uns bekannten sind in der folgenden Tabelle 2 zusammengefasst. Zum überwiegenden Teil kommen die Autorinnen und Autoren zu dem Ergebnis, dass die Einkommenselastizität gering oder praktisch Null ist. Dies liegt eben daran, dass die Konsumenten nicht mit den gesamten Kosten der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen konfrontiert sind.

----- Tabelle 2 hier einfügen

Will man valide Aussagen über die Nachfrage nach Gesundheitsgütern und -dienstleistungen machen, und damit auch über die Einkommenselastizität der Nachfrage, dann dürften nur die Direktkäufe an medizinischen Gütern und Dienstleistungen der einzelnen Haushalte für eine empirische Untersuchung zu Grunde gelegt werden, d. h. die Käufe, die nicht von dritter Stelle ersetzt werden, bei denen das Drittzahler-Phänomen somit keine Rolle spielt. Denn Nachfrage ist das, was Wirtschaftssubjekte bei gegebenen Einkommen, Preisen und Präferenzen kaufen wollen sowie bereit und in der Lage sind zu bezahlen. Legt man dagegen die gesamten Gesundheitsausgaben einschließlich derer, die von Versicherungen ersetzt werden, zu Grunde, dann erhält man ein verzerrtes Ergebnis: Da die Ausgaben größer sind als die Zahlungsbereitschaft, überschätzt man den Umfang der wahren Nachfrage nach

⁵ Ursächlich hierfür sind Sättigungseffekte. Bei einem Preis von Null wäre zu erwarten, dass Arme und Reiche – *ceteris paribus* – die gleiche Menge an Gesundheitsleistungen konsumieren, so dass die Nachfrage in diesem Fall einkommensunabhängig wäre. Natürlich sind andere Szenarien, etwa auf der Basis homothetischer Präferenzen, theoretisch denkbar; sie sind aber wenig plausibel. Bei homothetischen Präferenzen beispielsweise würde die Nachfrage selbst bei einem Preis von Null linear vom Einkommen abhängen.

Gesundheitsleistungen. Es wäre daher erstrebenswert, ausschließlich diejenigen Käufe der einzelnen Haushalte für Gesundheitsgüter und -dienstleistungen zu Grunde zu legen, die *nicht* von dritter Stelle ersetzt werden. Dies ist in unserem Datensatz jedoch nur für die gesetzlich Versicherten möglich, nicht aber für die privat Versicherten. Dennoch sind wir der Ansicht, in dieser Arbeit den Bestimmungsgründen der "wahren" Nachfrage nach Gesundheitsgütern und -dienstleistungen näher zu kommen als zahlreiche andere Studien.

2 Daten und institutionelle Gegebenheiten

Die in den vorliegenden ökonometrischen Berechnungen verwendeten Daten wurden der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 1993 entnommen. Das Erhebungsziel der Einkommens- und Verbrauchsstichproben besteht darin, einen möglichst umfassenden Einblick in die wirtschaftliche und soziale Lage von privaten Haushalten aller Gruppen der Bevölkerung zu erhalten. In den Jahren 1962/63 wurde die erste Einkommens- und Verbrauchsstichprobe in der Bundesrepublik Deutschland durchgeführt. Sie sollte erstmals Daten über Einnahmen und Ausgaben aller Bevölkerungsgruppen erheben und Aussagen über deren wirtschaftliche und soziale Gesamtsituation ermöglichen. Mittlerweile hat es sieben Erhebungen dieser Art gegeben. Die Erhebung im Jahre 1993 hat zwar in vielem an die vorangegangenen angeknüpft, sie unterscheidet sich aber von ihnen auch in einigen wichtigen Punkten. Der wichtigste Punkt ist die Tatsache, dass die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993 nunmehr im vereinten Deutschland nach einheitlichen Kriterien und Methoden stattgefunden hat. Neu ist bei der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993 ferner die Einbeziehung von Ausländerhaushalten.⁶

Das Kernstück der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe ist die Erfassung der Einnahmen und Ausgaben, dabei werden von den Haushalten (in einem Monat) auch die kleinsten Einnahmen und Ausgaben erfasst, darunter auch detailliert die Ausgaben der Haushalte für Gesundheitsgüter und -dienstleistungen. Bei den verwendeten Daten handelt es sich um eine 90%-Stichprobe der Gesamterhebung. Haushalte mit einem monatlichen Haushaltsnettoeinkommen von 35.000 DM und mehr wurden wegen mangelnder Repräsentativität nicht berücksichtigt. Diese Stichprobe umfasst 45.361 Haushalte.

⁶ Vgl. Euler (1992), S. 463 f.

Wegen der hohen Unsicherheit und der bei Schadenseintritt hohen Schadenshöhe haben die (risikoaversen) Individuen ein Bedürfnis, sich gegen das Risiko der Krankheit abzusichern. Da dieses Risiko grundsätzlich versicherbar ist, sind auch private Märkte für Krankenversicherungen entstanden. In vielen europäischen Staaten überlässt der Staat diese Aufgabe, die Bürger mit Krankenversicherungsschutz zu versorgen, allerdings nicht (alleine) dem Markt, sondern er hat eigene staatliche bzw. quasistaatliche Krankenversicherungen (Parafiski) geschaffen.

In der Bundesrepublik Deutschland existiert (vereinfacht dargestellt) ein dualer Krankenversicherungsmarkt. Grundsätzlich sind alle Bürger Pflichtmitglieder in der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV), die sich in etwa 360 rechtlich selbständige Krankenkassen aufsplittet. Ausnahmen sind u. a. Selbstständige, Freiberufler, Beamte und abhängig Beschäftigte mit einem Einkommen oberhalb der Versicherungspflichtgrenze. Erst wenn Individuen diese Ausnahmetatbestände erfüllen, können sie in die Private Krankenversicherung (PKV), in eine der 50 privaten Krankenversicherungen, wechseln und damit eine umfassende *private* Absicherung im Krankheitsfalle erhalten.^{7,8} Dieses Konstrukt hat zur Konsequenz, dass sich in der PKV zum Großteil die Bezieher höherer Einkommen sammeln, während in der GKV eher die Empfänger mittlerer und unterer Einkommen zu finden sind. In der dieser Untersuchung zu Grunde liegenden Stichprobe beispielsweise liegt der Mittelwert des Netto-Haushalteinkommens bei den PKV-Versicherten bei 83.548,24 DM und damit um 44 % höher als bei den GKV-Versicherten mit 58.081,93 DM.

Die beiden Arten der Krankenversicherung sind durch verschiedene Konstruktionsmerkmale charakterisiert. Das wichtigste ist die Form der Leistungsgewährung. Bei der GKV gilt das Sachleistungsprinzip, während bei der PKV das Kostenerstattungsprinzip vorherrscht. Die Geltung des Sachleistungsprinzips bei GKV-Versicherten hat zur Folge, dass die Behandlung ohne direkte Bezahlung erfolgt. Wenn ein GKV-Versicherter krank ist, sich krank fühlt oder aber meint, er brauche Gesundheitsgüter, dann geht er direkt zum Arzt seiner Wahl. In der Arztpraxis erhält er die notwendige Behandlung. Die Ent-

⁷ Diese Art der Ausgestaltung bedingt, dass rund 90 % der deutschen Bevölkerung in der GKV versichert sind und ca. 10 % in der PKV. Nur etwa 0,1 % der deutschen Bevölkerung verfügen über keinerlei Krankenversicherungsschutz; zum Vergleich: in den USA beträgt diese Quote etwa ein Sechstel.

⁸ In der Stichprobe sind 36.225 Haushalte, die GKV-versichert sind, dies entspricht 80 % der Stichprobe und 8.429 Haushalte, die durch eine private Krankenversicherung abgesichert sind (Anteil 19 %). Die PKV-Versicherten sind folglich etwas überrepräsentiert, was allerdings folgenlos bleibt, da wir die Untersuchungen dieser Untergruppen getrennt vornehmen.

lohnung des Arztes erfolgt durch die Krankenkasse, nicht durch den Versicherten. Auch beim Verordnen einer Arznei erhält der Patient das Medikament (fast) kostenlos in der Apotheke, der Apotheker hingegen rechnet mit der Krankenkasse ab. Der Konsument muss also – abgesehen von recht geringen, eher symbolischen Selbstbehalten – die Leistungen nicht selbst bezahlen, sondern bekommt sie in Form von Naturalien zur Verfügung gestellt. Anders verhält es sich bei PKV-Versicherten; diese begleichen die Rechnungen des Arztes und des Apothekers zunächst aus eigener Tasche, um sich anschließend, nach Beendigung der Behandlung, die verausgabten Mittel entweder ganz oder teilweise von der privaten Krankenversicherung, bei der sie versichert sind, erstatten zu lassen. Da in der PKV Vertragsfreiheit gilt, ist der Umfang der erstattungsfähigen Versicherungsleistungen verhandelbar und individuell gestaltbar, ebenso die Höhe der Selbstbehalte. Der Umfang der erstattungsfähigen Versicherungsleistungen ist im Allgemeinen größer als der Leistungskatalog der GKV, allerdings sind die vereinbarten Selbstbehalte auch deutlich höher als sie in der GKV in der Regel zu zahlen wären, sie liegen meistens zwischen 300,- und 5.000,- DM per annum.⁹ Das bedeutet, dass die PKV insofern marktnäher ist, als doch ein mitunter erheblicher Teil der konsumierten Gesundheitsgüter und -dienstleistungen direkt von den Individuen bzw. Haushalten getragen werden.

In der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe werden die Ausgaben für Gesundheitsgüter der Haushalte, die PKV-versichert sind, brutto erfasst, d. h. sie werden unsaldiert gebucht, ohne die tatsächliche Erstattung der Versicherung. Interessanter wäre die Nettoerfassung, weil dann bekannt wäre, wie viel der einzelne Haushalt nun tatsächlich aus eigener Tasche bezahlt hat. Sie ist aber in der EVS nicht enthalten und kann auch nicht nachträglich errechnet werden, da die vereinbarten Selbstbehalte individuell verschieden sind.

Der Leistungskatalog der Gesetzlichen Krankenversicherung ist nicht umfassend. Er deckt nicht alle Güter und Dienstleistungen ab, die einen medizinischen Nutzen haben könnten. Beispielsweise existiert eine so genannte Negativliste im Arzneimittelbereich, durch die bestimmte Arzneimittel aus der Leistungspflicht der GKV ausgeschlossen werden. Weiter werden Heilpraktikerleistungen, bestimmte Formen des Zahnersatzes, Leistungen der

⁹ Nach Angaben des Verbandes der Privaten Krankenversicherungen in Deutschland vereinbaren abhängig Beschäftigte in der Regel einen Selbstbehalt in Höhe von durchschnittlich 600,- DM während Selbstständige meistens bereit sind im Schnitt 1.200,- DM jährlich direkt für Gesundheitsleistungen zu bezahlen.

Traditionellen Chinesischen Medizin und vieles mehr nicht erstattet.¹⁰ Daher existiert noch ein breites Spektrum an medizinischen Leistungen, die die Haushalte entweder additiv oder substitutiv konsumieren können. Unter die medizinischen Direktkäufe, die in der EVS erfasst werden, fallen Arzneimittel wie Tabletten, homöopathische und Hormonpräparate, Salben, Verbandstoffe, Hör- und Inhaliergeräte, Brillen, Kontaktlinsen, Prothesen, Arzt- und Zahnarztleistungen, Zahnersatz, Massagen, medizinische Bäder, Heilgymnastik, Heilpraktikerleistungen und vieles mehr. Der Markt für Gesundheitsleistungen stellt sich folglich für GKV- und PKV-Versicherte völlig unterschiedlich dar. Dies wird anhand der Abbildung 2 illustriert.

----- Abbildung 2 hier einfügen

Für GKV-Versicherte existiert - wie oben bereits erwähnt - neben den Leistungen, die Bestandteil des Leistungskataloges sind, noch weitere Teilmärkte von Gesundheitsleistungen, deren Inanspruchnahme sie allerdings selber finanzieren müssen. Dabei ist allerdings zu erwähnen, dass die Leistungen der komplementären Medizin oft substitutiv und nicht additiv zu GKV-Leistungen konsumiert werden. Für PKV-Versicherte stellt sich der Markt für Gesundheitsleistungen einheitlich dar. Eine private Krankenversicherung erstattet in der Regel alle Leistungen dieses Marktes, die Detailregelungen ergeben sich aus den einzelnen Verträgen, bzw. der Versicherte zahlt sie direkt aus der eigenen Tasche sollte der vereinbarte Selbstbehalt noch nicht ausgeschöpft sein. Mitunter ist es für einen PKV-Versicherten sogar rational, Gesundheitsleistungen über den vereinbarten Selbsthalt hinaus selber zu finanzieren, sich die Kosten also nicht erstatten zu lassen. Dies ist dann günstiger, wenn die mangels Versicherungsanspruchnahme zu erwartende Beitragsrückgewährung höher ist als der über den Selbstbehalt hinaus zu zahlende Betrag.

Die unterschiedlichen Marktaufteilungen für die GKV- und die PKV-Versicherten haben Auswirkungen auf die Interpretation der zu schätzenden Einkommenselastizitäten dieser unterschiedlichen Personengruppen. Damit wird bei den GKV-Versicherten die Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen eines Teilmarktes gemessen, nämlich der Gesundheitsleistungen, die nicht von der GKV finanziert werden.

¹⁰ Welche Leistungen im Rahmen der GKV erbracht werden dürfen entscheidet der Bundesausschuss der Ärzte und Krankenkassen. Er stellt das höchste Gremium der Selbstverwaltung dar und ist paritätisch mit Ärzte- und Krankenkassenvertretern besetzt, den Vorsitz hat eine neutrale Person inne.

Während bei den PKV-Versicherten die Einkommenselastizität der Nachfrage nach den gesamten Gesundheitsleistungen geschätzt wird, wobei berücksichtigt werden muss, dass bei Beträgen oberhalb des vereinbarten Selbstbehaltes eine vollständige Versicherungsdeckung vorliegt und damit die gleichen Probleme auftreten, wie sie weiter oben grundsätzlich beschrieben wurden.

Im Jahre 1993 wurden für das deutsche Gesundheitswesen insgesamt 440 Mrd. DM ausgegeben (alte Gesundheitsausgabenrechnung). Von dieser Summe entfielen 314 Mrd. DM auf die Sachleistungen (insbesondere ärztliche und zahnärztliche Behandlung, Krankenhausbehandlung, Bereitstellung von Arzneien, Heil- und Hilfsmittel sowie Zahnersatz, Vorsorge- und Rehabilitationsmaßnahmen), 105 Mrd. DM auf die Einkommens(ersatz)leistungen und 22 Mrd. DM auf Verwaltungsausgaben. Dabei wurden die Sachleistungen wie folgt finanziert: 210 Mrd. DM finanzierten die Träger der Versicherungsebene, 55 Mrd. DM trugen die öffentlichen Haushalte, 34 Mrd. DM bezahlten die privaten Haushalte und 15 Mrd. DM steuerten die Arbeitgeber bei.¹¹

Von den 314 Mrd. DM, die im Jahre 1993 in der Bundesrepublik Deutschland für die kurative, präventive und rehabilitative medizinische Versorgung ausgegeben wurden, wurden 34 Mrd. DM, dies entspricht rund 11 % aller Ausgaben für die medizinische Behandlung, von den privaten Haushalten *direkt* getragen, 210 Mrd. DM wurden von den privaten Haushalten *indirekt* über ihre entrichteten Versicherungsbeiträge finanziert.

Im Jahre 1993 dominierten in Deutschland die Waren (Arzneimittel, Hilfsmittel und Zahnersatz) mit 55,8 % der privaten Ausgaben für Gesundheit nach Leistungsarten. Auf pflegerische und nichtärztliche therapeutische Leistungen entfielen 21,1 % der privaten Ausgaben und auf Hotelleistungen im Krankenhaus sowie Vorsorge, Rehabilitation und Pflegeeinrichtungen 11,1 %. Weitere 10 % fielen für ärztliche und zahnärztliche Leistungen einschließlich Behandlungen im Zusammenhang mit Zahnersatz an (ohne Material- und Laborkosten).¹²

Die Selbstmedikation beansprucht nicht nur einen großen Teil des von den Haushalten für Direktkäufe von Gesundheitsgütern verwendeten Budgets, sondern sie ist auch ein quantitativ immer bedeutsamer werdendes Segment des Arzneimittelmarktes. Rezeptfreie Arzneimittel, die von den Verbrauchern ohne ärztliche Verordnung in der Apotheke gekauft

¹¹ Vgl. Müller (1995).

¹² Vgl. Statistisches Bundesamt (1998), S. 481.

und aus eigener Tasche bezahlt werden, hatten in Deutschland 1995 gemessen zu Endverbraucherpreisen einen Marktanteil von 15,7 %. Hinzu kommt ein Umsatzanteil von 1,7 % für freiverkäufliche Arzneimittel, so dass auf die Selbstmedikation insgesamt ein Marktanteil von 17,5 % entfiel.¹³

Die Direktkäufe der Haushalte an medizinischen Gütern und Dienstleistungen, die die Basis für die vorliegende empirische Untersuchung bilden, umfassen also mit 34 Mrd. DM etwa 11 % aller Ausgaben für Gesundheitsgüter und -dienstleistungen in der Abgrenzung des Statistischen Bundesamtes.

3 Spezifikation von Nachfragegleichungen

Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe enthält eine große Anzahl von Variablen, die für die Schätzung von Nachfragefunktionen für Gesundheitsleistungen relevant sind. Allgemein lässt sich eine solche Nachfragefunktion spezifizieren als

$$G = F(P, X).$$

Dabei beschreibt G die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen. P ist ein Preisvektor, der neben einem Preisindex für Gesundheitsleistungen auch die Preise relevanter Substitute und Komplementärgüter enthält, und X ist ein Vektor von Charakteristika des Haushalts und beinhaltet die üblichen soziodemographischen Variablen (Einkommenshöhe, Haushaltsgröße, Altersstruktur) aber auch andere Variablen, die die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen beeinflussen können wie z.B. Indikatoren für den Konsum von Alkohol und Zigaretten.

In unserer Betrachtung spielen Preise keine Rolle. Zum einen sind in der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe nur Ausgaben aber keine Preisindizes enthalten. Zum anderen kann man davon ausgehen, dass die relevanten Preisindizes im Erhebungszeitraum für die betrachteten Haushalte im Großen und Ganzen konstant sind. Regionale Unterschiede dürften eine geringe Rolle spielen und können daher vernachlässigt werden. Einflüsse der Haushaltsstruktur, die sich etwa in unterschiedlichen Konsumentenpreisindizes für Rentner- und Vierpersonenhaushalte widerspiegeln, werden über die soziodemographischen Variablen aufgefangen.

¹³ Vgl. Statistisches Bundesamt (1998), S. 481.

Man kann daher die Nachfragemenge mit dem Preis multiplizieren und die Ausgaben für Gesundheitsleistungen mit der Nachfrage gleichsetzen. Für die ökonometrische Untersuchung werden folgende Variablen verwendet

- *G*. Die Ausgaben für Gesundheitsleistungen pro Monat.
- *Y*. Das Nettoeinkommen des Haushalts pro Jahr.
- *TABAK*. Die Ausgaben des Haushalts für Tabakwaren pro Monat.
- *ALKOHOL*. Der Anteil des für alkoholische Getränke ausgegebenen Einkommens.
- *ALTER*. Das Alter des Haushaltsvorstandes.
- *HHGRÖSSE*. Haushaltsgröße gemessen durch die Zahl der Haushaltsmitglieder.
- *SINGLE*. Dummy für Single-Haushalte.
- *ALLEIN*. Dummy für Alleinerziehenden-Haushalte.
- *PAARKIND*. Dummy für Paare mit Kind(ern).
- *SONST*. Dummy für alle anderen Haushalte, die nicht aus kinderlosen Paaren bestehen.
- *RENTNER*. Dummy für Rentnerhaushalte.
- *ARBLOS*. Dummy für Arbeitslosigkeit des Haushaltsvorstandes.
- *AUSL*. Dummy für Haushalte mit nicht-deutschem Haushaltsvorstand.
- *NIEDBIL*. Dummy für Haushalte, bei denen der Haushaltsvorstand eine niedrige Schulbildung (Hauptschulabschluss oder niedriger) hat.
- *HOCHBIL*. Dummy für Haushalte, bei denen der Haushaltsvorstand eine hohe Schulbildung (Hochschul- bzw. Fachhochschulreife) hat.

Was die Haushaltsstruktur angeht, so ist das kinderlose Paar der Referenzhaushalt. Beim Alkoholkonsum wurde der Einkommensanteil der Ausgaben und nicht das absolute Ausgabenniveau gewählt, da beim alkoholischen Getränken die Preisspanne sehr viel größer ist als bei Tabakwaren (im Regelfall Zigaretten), so dass hier ein hohes Ausgabenniveau nicht unbedingt eine hohe Verbrauchsmenge widerspiegelt sondern in einigen Fällen auch ein hohes Qualitätsniveau. Dieses ist dann aber in der Regel mit hohem Einkommen verknüpft. Es scheint daher sinnvoll, nicht die Ausgaben für Alkohol sondern den Ausgabenanteil am

Einkommen als Proxy für den Alkoholkonsum heranzuziehen. Auch dieses Vorgehen ist nicht optimal, aber da in der EVS keine Mengendaten sondern nur Ausgaben erfasst werden, besteht aufgrund der Datenlage keine Alternative zu solchen Approximationen. Problematisch ist auch, dass in der EVS alle Daten für den Haushalt insgesamt erfasst werden und nicht auf Individualebene disaggregiert werden können.

Für die Spezifikation von Nachfragefunktionen bestehen grundsätzlich zwei Möglichkeiten. Zum einen ist eine lineare Nachfragefunktion vorstellbar, bei der die Variablen so, wie sie vorgefunden werden, linear verknüpft werden, zum anderen die doppelt logarithmische Form, bei der Logarithmen von Variablen aufeinander regressiert werden. Sinnvoller erscheint in diesem Fall die logarithmische Form. Bei einer logarithmierten abhängigen Variablen haben Dummy-Variablen die Wirkung eines prozentualen Auf- bzw. Abschlags, während sie bei einer linearen Spezifikation eine Niveauverschiebung bewirken. Eine simple Niveauverschiebung erscheint wenig plausibel. Beispielsweise ist zu erwarten, dass Rentnerhaushalte mehr Gesundheitsgüter und -dienstleistungen konsumieren als andere Haushalte. Bei einer linearen Spezifikation der Nachfragefunktion, bestünde der Effekt in einer Erhöhung des Ausgabenniveaus beispielsweise um 100 DM, unabhängig davon, ob die Gesundheitsausgaben eines sonst identischen Nicht-Rentnerhaushalts 10 oder 1000 DM betragen. Ein proportionaler Effekt auf die Gesundheitsausgaben scheint eher plausibel. Auch empirisch zeigte sich, dass die Spezifikation in Logarithmen einer linearen Spezifikation vorzuziehen war. Die linear spezifizierten Gleichungen, die hier nicht dokumentiert werden, wiesen niedrigere Signifikanzniveaus der Parameter auf, und auch die Bestimmtheitsmaße waren niedriger. Es wird daher im Folgenden von einer Spezifikation in Logarithmen ausgegangen, wobei neben der Variablen auf der linken Seite der Gleichung auch geeignete Variablen der rechten Seite als Logarithmen in die Gleichung eingehen. Diese sind das Einkommen und die Ausgaben für Tabakwaren.

Problematisch ist, dass ein substanzieller Anteil der Haushalte (etwa 13 Prozent) im Beobachtungszeitraum keine Ausgaben für Gesundheitsleistungen hatte. Dies hat zwei Folgen. Zum einen ist der Logarithmus dieser Variable nicht definiert; zum anderen lassen sich diese Beobachtungen als – im statistischen Sinne – zensierte Daten auffassen, was besondere Schätzverfahren erforderlich macht. Zur Umgehung des Problems der Null wurde

statt $\log(G)$ die Variable $\log(G+1)$ in die Gleichung eingeführt.¹⁴ Somit nimmt die Variable auf der rechten Seite wieder den Wert Null an, wenn die Gesundheitsausgaben Null sind. Für das Zensurproblem bietet sich das auf *Tobin* (1958) zurückgehende Tobit-Schätzverfahren an. Eine Übersicht zu diesem Ansatz gibt *Amemiya* (1984). Allerdings ist die Anwendung des Verfahrens auf Nachfragefunktionen nicht ganz unumstritten. Kritik wurde etwa von *Maddala* (1992, 341-342) geäußert. *Maddala* argumentiert, die Entscheidung, von einem Gut die Menge Null zu konsumieren, habe mit einer Zensur nichts zu tun sondern sei mikroökonomisch abzuleiten und zu fundieren. Die zu schätzende Nachfragefunktion sei auf Basis eines solchen mikroökonomischen Entscheidungsmodells zu spezifizieren. Dem ist entgegenzuhalten, dass auch mikroökonomische Modelle mit Nichtnegativitätsrestriktionen arbeiten, die voraussetzen, dass bei Null rationiert wird und dass Wirtschaftssubjekte auch negative Mengen konsumieren würden, wenn man sie nur ließe. Solche potenziellen negativen Konsummengen kann man sich gerade bei Gesundheitsdienstleistungen zumindest hypothetisch vorstellen. Ein kerngesundes Individuum könnte bereit sein, auf etwas Gesundheit zu verzichten, wenn es eine Kompensation dafür bekäme. Es wird aber rationiert und konsumiert die Menge Null.¹⁵ Es spricht also einiges für die Tobit-Schätzung, aber im Folgenden werden zusätzlich auch die Ergebnisse von Standard-OLS-Schätzungen dokumentiert.

Die Schätzgleichung, die im Folgenden benutzt wird enthält neben dem logarithmierten Einkommen auch noch sein Quadrat:

$$\log(G + 1) = \beta_0 + \beta_1 \log(Y) + \beta_2 (\log(Y))^2 + \gamma Z, \quad (1)$$

wobei Z der Vektor der sonstigen Variablen der Gleichung und γ der dazu gehörende Parametervektor ist. Die Einkommenselastizität der Gesundheitsnachfrage, η , ist definiert als

$$\eta = \frac{\partial \log(G)}{\partial \log(Y)} \quad (2)$$

und ergibt sich bei der Spezifikation der Gleichung gemäß (1) als

¹⁴ Genauso wurde im Fall der Tabakkonsumvariable vorgegangen, die ebenfalls bei einer großen Zahl der Haushalte den Wert Null hat.

¹⁵ Als Ausnahmen von der Regel, dass Ausgaben für Gesundheitsdienstleistungen nach unten zensiert sind, könnte man kommerzielle Blut- oder Organspenden auffassen, bei denen die Spenderin ein gesundheitliches Risiko eingeht, also negative Gesundheitsleistungen konsumiert, und dafür eine Kompensation erhält.

$$\eta = \frac{d \log(G)}{d \log(G+1)} (\beta_1 + 2\beta_2 \log(Y)),$$

woraus unter Berücksichtigung von $\frac{d \log(G)}{d \log(G+1)} = \frac{d \log(G)}{dG} \frac{dG}{d \log(G+1)}$ folgt, dass

$$\eta = \frac{G+1}{G} (\beta_1 + 2\beta_2 \log(Y)). \quad (3)$$

Für Ausgabenniveaus die hinreichend größer sind als Null, lässt sich die Elastizität approximieren als

$$\eta \approx \beta_1 + 2\beta_2 \log(Y). \quad (3')$$

Diese Elastizität ist einkommensabhängig. Ist β_2 positiv, so nimmt sie mit steigendem Einkommen zu, ist β_2 negativ, so nimmt sie ab. Das Einkommen, bei dem die Elastizität den Wert 1 annimmt, ist

$$Y|_{\eta=1} \approx \exp\left(\frac{1-\beta_1}{2\beta_2}\right).$$

4 Die Schätzergebnisse

In den Tabellen 1 und 2 sind die Schätzergebnisse zusammengefasst. Tabelle 1 umfasst alle Haushalte, Tabelle 2 nur die Single-Haushalte. Getrennt geschätzt wurde für die Gruppen der gesetzlich Krankenversicherten (GKV) und der privat Krankenversicherten (PKV). Die Gruppe der Nichtversicherten war sehr klein (119 Haushalte) und wird hier nicht ausgewiesen.¹⁶ Schätzmethoden waren OLS bzw. TOBIT. Wie zu erwarten führt die Tobit-Methode in allen Fällen zu größeren geschätzten Werten der Parameter. Dies liegt daran, dass die Beobachtungen mit Null als Wert der abhängigen Variablen als zensiert aufgefasst werden; es wird also eine latent negative Nachfrage postuliert. Die Möglichkeit einer negativen latenten Nachfrage erweitert den Wertebereich der abhängigen Variablen und verstärkt daher die Zusammenhänge zwischen der abhängigen und den erklärenden Variablen.

¹⁶ Die Schätzergebnisse deuten auf eine starke Heterogenität dieser Gruppe in allen Variablen hin. Bis auf einen negativen Einfluss des Tabakkonsums ergaben sich keine signifikanten Zusammenhänge. Die Vorzeichen der Einkommensparameter entsprachen denen der anderen Schätzungen, wiesen aber t-Werte unter eins auf.

Die Bestimmtheitsmaße liegen zwischen 12 und 16 Prozent, was bei solchen Querschnittsdatensätzen, in denen wichtige erklärende Variablen (z. B. der Gesundheitszustand der Haushaltsmitglieder) nicht enthalten sind bzw. nur approximiert werden können, als normal aufgefasst werden kann. Zu allen Schätzungen wurden WHITE-Tests auf Heteroskedastizität durchgeführt. In allen Fällen zeigten diese Tests signifikant das Vorliegen von Heteroskedastizität an. Aus den Ergebnissen dieser Tests ließen sich aber keine brauchbaren Hypothesen über die Ursachen der Heteroskedastie gewinnen, so dass wir auf ein Korrekturverfahren (WLS) verzichtet haben. Angesichts der Tatsache, dass Heteroskedastie nicht zu verzerrten sondern lediglich zu ineffizienten Schätzern führt, scheint uns dieses Vorgehen vertretbar.

----- Hier Tabellen 3 und 4 einfügen

Die Schätzungen liefern ein teilweise konsistentes Bild. Für einige Variablen stimmen die Parameter hinsichtlich Vorzeichen und Signifikanz überein, bei anderen Variablen zeigen sich unterschiedliche Ergebnisse, je nachdem ob man gesetzlich oder privat Versicherte bzw. alle Haushalte oder nur die Single-Haushalte betrachtet. Im Einzelnen ergeben sich folgende Zusammenhänge:

- Einkommen. Es zeigt sich ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen Einkommen und Nachfrage nach Gesundheitsleistungen, der aber mit zunehmendem Einkommen - ebenfalls signifikant - geringer wird. Das kritische Einkommen, bei dem die Einkommenselastizität kleiner als eins wird, liegt je nach Schätzverfahren und Teilstichprobe zwischen 36000 und 59000 DM bei den Singles und zwischen 63000 und 84000 DM für die Gesamtstichprobe. Die auf der Tobit-Schätzung basierenden Werte fallen etwas höher aus als die auf OLS basierenden. Bei Single-Haushalten ist der Wert geringer als im Durchschnitt der Gesamtstichprobe, bei privat Versicherten höher als bei gesetzlich Versicherten. Insgesamt ist zu konstatieren, dass dieses kritische Einkommen deutlich über dem Durchschnittseinkommen liegt, dass mithin

also für den größten Teil der Befragten Gesundheitsleistungen ein Luxusgut mit einer Einkommenselastizität größer als eins sind.¹⁷

- Tabak- und Alkoholkonsum. Die Parameter sind in den meisten Fällen negativ, aber nicht signifikant von Null verschieden. Bei den gesetzlich versicherten Singles zeigt sich ein signifikant negativer Einfluss des Tabakkonsums, bei den gesetzlich Versicherten insgesamt ein positiver Einfluss der Alkoholausgaben. Zur Erklärung der Zusammenhänge bestehen zwei konkurrierende Hypothesen. Zum einen erhöhen Tabak- und Alkoholkonsum die Morbidität und sollten daher zu steigenden Gesundheitsausgaben führen. Zum anderen können Rauchen und hoher Alkoholkonsum auch als Indikatoren für einen wenig gesundheitsbewussten Lebensstil aufgefasst werden. Demzufolge würde hoher Tabak- und Alkoholkonsum mit niedrigen Gesundheitsbewusstsein und folglich mit einer geringen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen einhergehen. Die Ergebnisse unserer Schätzungen lassen keine eindeutigen Schlussfolgerungen hinsichtlich dieser Hypothesen zu. Die vorwiegend negativen Parameter sprechen dafür, dass der Hypothese einer positiven Korrelation zwischen Alkohol- und Tabakkonsum auf der einen Seite und Gesundheitsbewusstsein auf der anderen Seite große Bedeutung zukommt. Aufgrund der Natur des Datenmaterials (Ausgaben der Haushalte in einem Monat statt individuelle Konsummengen im Lebenszyklus) lassen sich hier jedoch keine tiefer gehenden Schlüsse ziehen.
- Haushaltsstrukturvariablen. Einen signifikant positiven Einfluss hat das Alter des Haushaltsvorstandes; ebenfalls positiv, wenn auch nicht in allen Fällen, signifikant gegen Null abgesichert ist der Parameter für Rentnerhaushalte. Bei den privat Versicherten hat die Haushaltsgröße einen signifikant positiven Einfluss, bei den gesetzlich Versicherten ist der Parameter insignifikant. Bei den gesetzlich Versicherten haben Singles, Alleinerziehende und Paare mit Kindern ceteris paribus geringere Gesundheitsausgaben als kinderlose Paare. Bei den privat Versicherten sind diese Zusammenhänge nicht signifikant. Während der negative Einfluss des Single-Dummys plausibel ist, fällt es schwer, die anderen Vorzeichen zu erklären. Ausländerhaushalte haben eher geringere Gesundheitsausgaben als Haushalte mit deutschem Haushaltsvorstand, wobei dieser Zusammenhang nur bei den gesetzlich Versicherten signifikant ausgeprägt ist.

¹⁷ Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes betrug das jährliche durchschnittliche Nettoeinkommen pro Haushalt in

- **Arbeitslosigkeit.** Bei den privat Versicherten wurde diese Variable nicht berücksichtigt, da es selbst in einer Stichprobe mit 7800 Haushalten nur wenige Einzelfälle gibt, für die Arbeitslosigkeit und private Krankenversicherung kombiniert sind. Bei den gesetzlich Versicherten ist der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Gesundheitsausgaben nicht signifikant, auch nicht bei den Single-Haushalten, in denen zwangsläufig der Arbeitslose mit dem Nachfrager von Gesundheitsleistungen identisch ist. Dies sollte jedoch nicht als Widerlegung der These interpretiert werden, dass Arbeitslosigkeit und Gesundheitszustand negativ miteinander korreliert sind.
- **Bildungsniveau.** Dass ein hohes Bildungsniveau mit einer hohen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen einhergeht, wird durch die Ergebnisse nur teilweise bestätigt. Zwar ist der Parameter für die Dummyvariable niedriger Bildung in den meisten Fällen signifikant negativ, aber der entsprechende Parameter für die Hochgebildetenvariable ist bei den gesetzlich versicherten Singles positiv. Bei den privat versicherten Singles haben die Bildungsvariablen überhaupt keinen Einfluss.

Insgesamt zeigt sich hinsichtlich einiger Variablen ein nicht ganz eindeutiges Bild, in welche Richtung der Einfluss auf die Gesundheitsausgaben denn geht. Eindeutig ist dagegen der Einfluss der Einkommensvariablen. Für den größten Teil der Haushalte nehmen bei steigendem Einkommen die Gesundheitsausgaben überproportional zu, lediglich bei den Haushalten mit weit überdurchschnittlichen Einkommen ergibt sich ein unterproportionaler Zusammenhang.

5 Schlussfolgerung

Wir haben bei den gesetzlich Versicherten die Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen eines Teilmarktes gemessen, nämlich der Gesundheitsleistungen, die nicht von der gesetzlichen Krankenversicherung finanziert werden. Bei den privat Krankenversicherten haben wir dagegen die Einkommenselastizität der Nachfrage nach den gesamten Gesundheitsleistungen geschätzt. In beiden Fällen nehmen für den größten Teil der Bevölkerung die Ausgaben für Gesundheitsgüter und -dienstleistungen mit steigendem Einkommen überproportional zu.

Unser Ergebnis bezüglich der privat Versicherten ist neu und steht in deutlichem Kontrast zu den Ergebnissen der sonstigen Literatur. Alle anderen Arbeiten, die die Einkommenselastizität bei partieller Versicherungsdeckung abschätzen, weisen einen Wert deutlich unter Eins aus. Bei uns ist die Einkommenselastizität deutlich größer als Eins, außer für die extrem hohen Einkommen. Das heißt, wir können zeigen, dass Gesundheitsgüter Luxusgutcharakter haben, obwohl auch in diesem Falle die Individuen nicht die vollen Kosten zu tragen haben und somit nach *Newhouse* (1977) ein Wert unter Eins eher zu erwarten gewesen wäre.

In Analogie liegt es nahe, die Luxusguteigenschaft auch für die von der gesetzlichen Krankenversicherung finanzierten Gesundheitsgüter und -dienstleistungen anzunehmen. Auch die Schätzergebnisse weisen in diese Richtung. Unser Ergebnis könnte eine entscheidende Bedeutung für die Gesundheitspolitik haben. Die derzeit praktizierte Politik der Beitragssatzstabilität berücksichtigt nicht, dass die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen überproportional zum Einkommen steigt. Es liegt nahe, hierin eine Rationierung zu sehen, die zu Wohlfahrtsverlusten führt. Natürlich ist zu konstatieren, dass viele Versicherte aufgrund der von ihnen als sehr gering wahrgenommenen Kosten Gesundheitsleistungen bis in die Nähe der Sättigungsgrenze konsumieren. Sie fragen mehr Gesundheitsleistungen nach, als sie eigentlich bereit wären zu bezahlen, da die Kosten weitgehend von der Gemeinschaft der Versicherten getragen werden. Eine Rationierung könnte diese Externalität korrigieren und Freifahrerverhalten einschränken. Es ist jedoch – auch angesichts der Heterogenität der Versicherten – nicht klar, welcher der beiden Effekte hier dominiert. Selbst wenn die positiven Effekte der Rationierung zunächst überwiegen sollten, so könnte sich die Nichtberücksichtigung einer hohen Einkommenselastizität in mittel- bis längerfristiger Sicht wohlfahrtsmindernd auswirken. Zu berücksichtigen ist außerdem, dass sich der Altersaufbau der Bevölkerung in den nächsten Jahren und Jahrzehnten auf Grund des demografischen Wandels dramatisch ändern wird. Mit dem steigenden Anteil älterer Menschen wird auch der Bedarf an Gesundheitsleistungen stetig zunehmen, da ältere Menschen im Durchschnitt eine höhere Morbidität aufweisen. Weiterhin muss beachtet werden, dass der medizinische Fortschritt ständig Neuerungen hervorbringt und damit bisher unbekanntes Behandlungsmöglichkeiten eröffnet. In der Folge steigt die Nachfrage nach diesen innovativen Therapieverfahren.¹⁸

¹⁸ Vgl. Kopetsch (2000).

Daher müssen ernsthafte Überlegungen über den Umbau des Gesundheitssystems in Deutschland angestellt werden, damit Wohlfahrtsgewinne generiert werden können. Dieser Umbau muss so gestaltet werden, dass den individuellen Präferenzen Geltung verschafft und zugleich die beschäftigungsfeindliche Wirkung eines erhöhten Finanzbedarfes des Gesundheitswesens beseitigt wird. Nötig ist eine Entkopplung der Ausgaben für Gesundheit von den Arbeitskosten sowie größere Gestaltungsmöglichkeiten bei der Ausgestaltung des Versicherungsvertrages mit den gesetzlichen Kassen. Da dies zu einer Wohlfahrtserhöhung für die Bürger führen würde, sollte dieser Umbau möglichst rasch und ohne Umschweife angegangen werden.

Literatur

- Amemiya, T.* (1984) Tobit Models: A Survey, *Journal of Econometrics* 24, 3-61.
- Anderson, R./L. Benham* (1970), Factors affecting the relationship between family income and medical care consumption, in: Klarman, H. (ed.), *Empirical studies in health economics*, Baltimore
- Auster, R. D. et al.* (1969), The production of health: An exploratory study, *Journal of Human Resources* 4, S. 412-436
- Blomqvist, A. G./R. A. L. Carter* (1997), Is health care really a luxury?, *Journal of health economics* 16, S. 207-229
- Breyer, F./V. Ulrich* (2000), Gesundheitsausgaben, Alter und medizinischer Fortschritt: eine Regressionsanalyse, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 220, S. 1-17
- Euler, M.* (1992), Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993, *Wirtschaft und Statistik*, Heft 7, S. 463-469
- Fuchs, V. R.* (1986), *The Health Economy*, Cambridge/London
- Grossman, M.* (1972), *The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation*, New York and London
- Kopetsch, T.* (2000), Der medizinische Fortschritt und die Grenzen seiner Finanzierbarkeit, *List Forum für Wirtschafts- und Finanzpolitik* 26, S. 33-50
- Leu, R. E.* (1987), Determinanten der Nachfrage nach medizinischen Leistungen, in: Brennecke, R./E. Schach (Hrsg.), *Ambulante Versorgung: Nachfrage und Steuerung*, Berlin u. a., S. 16-29
- Leu, R. E./R. J. Doppmann* (1986), Die Nachfrage nach Gesundheit und Gesundheitsleistungen, in: Gäfgen, G. (Hrsg.), *Ökonomie des Gesundheitswesens*, Berlin, S. 161-175
- Leu, R. E./M. Gerfin* (1992), Die Nachfrage nach Gesundheit – Ein empirischer Test des Grossmann-Modells, in: Oberender, P. (Hrsg.), *Steuerungsprobleme im Gesundheitswesen*, Baden-Baden, S. 61-79

- Maddala, G. S.* (1992), *Introduction to Econometrics*, 2nd ed., Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Manning, W. G. et al.* (1987), Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment, *American Economic Review* 77, S. 251-277
- Müller, W.* (1995), Ausgaben für Gesundheit 1993, *Wirtschaft und Statistik*, Heft 12, S. 914-922
- Neubauer, G./G. Moos* (1997), Kostenexplosion im Gesundheitswesen: Abhilfe durch die Gesundheitsreform?, in: Textor, M. R. (Koordination), *Sozialpolitik: Aktuelle Fragen und Probleme*, Opladen, S. 191- 202
- Newhouse, J. P.* (1977), Medical Care Expenditure: A cross-national survey, *Journal of Human Resources* 12, S. 115-125
- Newhouse, J. P./C. E. Phelps* (1974), Price and Income Elasticities for Medical Care Services, in: Perlman (Hrsg.), *The Economics of Health and Medical Care*, London, S. 139-161
- Newhouse, J. P./C. E. Phelps* (1976), New estimates of price and income elasticities for medical care services, in: Rosett, R. N. (Hrsg.), *The role of health insurance in the health services sector*, National Bureau of Economic Research, New York
- Nocera, S.* (1997), *Alter und Gesundheit: Neue Ergebnisse mit Hilfe von Längsschnittdaten*, Winterthur
- OECD* (1985), *Measuring Health Care 1960 – 1983, Expenditure, Costs and Performance*, Paris
- Phelps, C. E.* (1975), Effects of Insurance on Demand for Medical Care, in: Andersen, R. et. al. (Hrsg.), *Equity in Health Services*, Cambridge
- Statistisches Bundesamt* (1998), *Gesundheitsbericht für Deutschland*, Stuttgart
- Tobin, J.* (1958), Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables, *Econometrica* 26, 24-36.

Tabelle 1: Elastizitäten der Gesundheitsausgaben im Bezug auf das Bruttoinlandsprodukt verschiedener Länder

	gesamte Gesundheitsausgaben in jeweiligen Preisen 1960 – 1982
Deutschland	1,3
Australien	1,2
Österreich	1,3
Belgien	1,4
Kanada	1,2
Dänemark	1,3
USA	1,4
Finnland	1,2
Frankreich	1,3
Griechenland	1,2
Irland	1,3
Italien	1,2
Japan	1,3
Norwegen	1,3
Niederlande	1,4
Großbritannien	1,2
Schweden	1,4
<i>Durchschnitt</i>	<i>1,3</i>

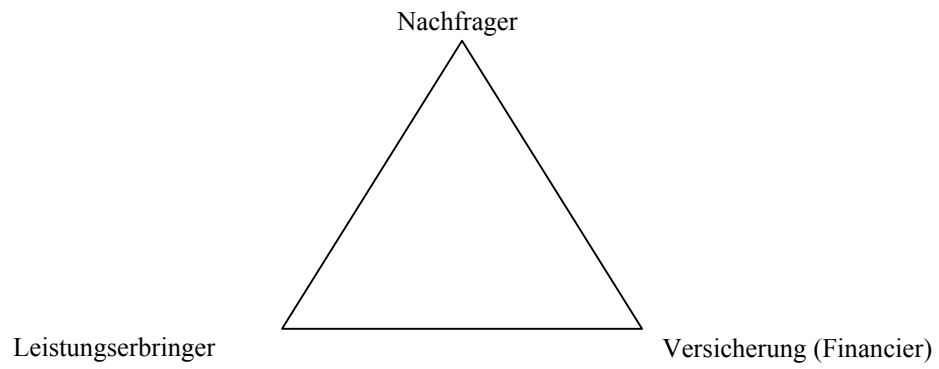
Quelle: OECD (1985), S. 12

Tabelle 2: Zusammenstellung der empirischen Schätzungen zur Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsgütern

<i>Autoren</i>	<i>Ergebnis</i>
SCHÄTZUNGEN AUS DEM ANGLO-AMERIKANISCHEN RAUM	
Auster et al. (1969)	negativ
Andersen/Benham (1970)	0,31-0,41
Grossmann (1972)	0,7
Rosett/Huang (1973)	0,25-0,45
Newhouse/Phelps (1974)	0,1-0,3
Phelps (1975)	etwa 0,1 oder geringer
Newhouse/Phelps (1976)	-0,03-0,1
Fuchs (1986)	0,04-0,2
Manning et al. (1987)	praktisch Null
Newhouse et al. (1993)	0,2-0,4
SCHÄTZUNGEN AUS DEM DEUTSCHSPRACHIGEN RAUM	
Leu/Doppmann (1986)	praktisch Null
Leu (1987)	nahe Null
Leu/Gerfin (1992)	nahe Null
Nocera (1997)	nahe Null
Breyer/Ulrich (2000)	0,4

Quelle: eigene Zusammenstellung

Abbildung 1: Die Dreiecksbeziehung im Gesundheitswesen



Quelle: eigene Darstellung

Abbildung 2: Der Markt für Gesundheitsleistungen in den verschiedenen Krankenversicherungs-Systemen

a) Der Markt für Gesundheitsleistungen aus der Sicht eines GKV-Versicherten

<i>finanziert von der GKV</i>	<i>privat zu finanzieren</i>
GKV-Leistungen	Bagatelleleistungen (z. B. Erkältungsmittel, einfache Schmerzmittel)
	IGeL = Individuelle Gesundheitsleistungen* (z. B. Augeninnendruckmessung)
	Leistungen der komplementären Medizin (z. B. Heilpraktiker, Akupunktur, Traditionelle Chinesische Medizin)
	„Luxusleistungen“ (beispielsweise aufwendiger Zahnersatz, hochwertige Brillen)

* IGeL sind Gesundheitsleistungen, die nicht als zwingend medizinisch notwendig anzusehen sind, aber dennoch einen medizinischen Nutzen haben.

b) Der Markt für Gesundheitsleistungen aus der Sicht eines PKV-Versicherten

Alle Leistungen sind von der Versicherung abgedeckt bzw. sind privat zu finanzieren.

Schulmedizinische Leistungen	Bagatelleleistungen
	IGeL
	Leistungen der komplementären Medizin
	Hochwertige medizinische Leistungen, die über das „medizinisch Notwendige“ hinausgehen

Quelle: Eigene Darstellung

Schätzergebnisse Gesundheitsnachfrage, alle Haushalte^{a)}

Abhängige Variable: log(G+1)				
Erklärende Variable	GKV OLS	GKV TOBIT	PKV OLS	PKV TOBIT
logY	5,737 (9,26)	9,001 (12,21)	14,107 (10,01)	16,288 (10,78)
(logY) ²	-0,216 (-7,53)	-0,360 (-10,80)	-0,582 (-9,36)	-0,676 (-10,48)
Log(Tabak+1)	-0,010 (-1,76)	-0,014 (-2,05)	-0,022 (-1,96)	-0,024 (-1,86)
Alkohol	11,761 (1,99)	12,232 (1,78)	-22,707 (-1,31)	-26,029 (-1,32)
log(Alter)	1,608 (30,29)	1,914 (30,92)	1,279 (10,34)	1,305 (10,01)
HHGrösse	-0,013 (-0,60)	-0,014 (-0,57)	0,177 (4,33)	0,172 (4,00)
Single	-0,429 (-9,82)	-0,492 (-9,70)	0,119 (1,31)	0,125 (1,31)
Allein	-0,441 (-7,51)	-0,506 (-7,40)	0,179 (1,08)	0,184 (1,06)
Paar m. Kind(ern)	-0,153 (-3,23)	-0,141 (-2,57)	-0,056 (-0,59)	-0,062 (-0,62)
Sonst	0,049 (0,62)	0,037 (0,41)	-0,268 (-1,39)	-0,281 (-1,38)
Rentner	0,130 (3,29)	0,128 (2,82)	0,494 (5,51)	0,513 (5,43)
Arbeitslos	-0,071 (-1,01)	-0,106 (-1,37)	-	-
Ausländer	-0,232 (-2,61)	-0,312 (-3,00)	-0,527 (-1,84)	-0,512 (-1,70)
NiedrigBil	-0,177 (-6,00)	-0,207 (-6,07)	-0,221 (-2,67)	-0,221 (-2,54)
HochBil	0,040 (1,32)	0,039 (1,11)	0,287 (4,50)	0,286 (4,27)
Konstante	-38,246 (-11,34)	-57,964 (-14,44)	-83,356 (-10,63)	-96,149 (-11,34)
Beobachtungen	36226	36226	8430	8430
R ²	0,1345	0,1326	0,1306	0,1302
Anzahl G=0	5135	51335	440	440
Y(η=1)	58778	67643	77878	81972

a) t-Werte in Klammern

Schätzergebnisse Gesundheitsnachfrage, Single-Haushalte^{b)}

Abhängige Variable: log(G+1)				
Erklärende Variable	GKV OLS	GKV TOBIT	PKV OLS	PKV TOBIT
LogY	9,144 (5,44)	15,643 (6,92)	23,295 (7,28)	28,643 (7,82)
(logY) ²	-0,390 (-4,76)	-0,689 (-6,28)	-1,020 (-6,81)	-1,259 (-7,38)
Log(Tabak+1)	-0,044 (-2,91)	-0,059 (-2,97)	-0,059 (-1,70)	-0,063 (-1,63)
Alkohol	-15,847 (-1,20)	-31,136 (-1,71)	-34,860 (-0,79)	-41,981 (-0,87)
Alter	1,533 (14,144)	2,056 (13,41)	0,676 (2,46)	0,683 (2,25)
Rentner	0,079 (0,95)	0,072 (0,67)	0,410 (1,94)	0,433 (1,86)
Arbeitslos	-0,039 (-0,27)	-0,055 (-0,28)	-	-
Ausländer	-0,489 (-2,05)	-0,771 (-2,39)	0,242 (0,37)	0,317 (0,43)
NiedrigBil	-0,388 (-5,72)	-0,495 (-5,64)	-0,117 (-0,49)	-0,110 (-0,42)
HochBil	-0,138 (-1,97)	-0,182 (-2,00)	-0,067 (-0,41)	-0,089 (-0,49)
Konstante	-54,770 (-6,33)	-92,166 (-7,91)	-128,503 (-7,52)	-158,398 (-8,08)
Beobachtungen	7800	7800	1470	1470
R ²	0,1275	0,1255	0,1589	0,1582
Anzahl G=0	1871	1871	145	145
Y(η=1)	34534	40902	55798	58398

^{b)} t-Werte in Klammern