

Zur Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen – Eine Analyse von Querschnittsdaten

Von Thomas Kopetsch und Michael Rauscher*

Abstract

Using data taken from the German Income and Expenditure Survey (Einkommens- und Verbrauchsstichprobe) 1993, we estimate the income elasticity of the demand for health services. Separate equations are estimated for the two subsamples of privately and publicly insured persons. It is seen that the income elasticity of demand is greater than one for low- and medium-income households. Only the top income earners exhibit an elasticity less than one.

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.

JEL Classifications: D12, I10

Received: September 14, 2004

Accepted: November 29, 2005

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 c. p. höhere Krankenversicherungsbeiträge induziert und damit den Einsatz des Produktionsfaktors Arbeit

* Wir danken zwei anonymen Gutachtern für wertvolle Hinweise und Verbesserungsvorschläge. Eventuelle Fehler und Unzulänglichkeiten gehen natürlich zu unseren Lasten.

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. Die entscheidende Frage lautet daher: Gehören Gesundheitsgüter und -dienstleistungen zur Kategorie der Luxusgüter oder nicht?

An dieser Stelle ist es sinnvoll, eine Begriffsklarstellung vorzunehmen. In der gesundheitsökonomischen und -politischen Literatur – auch in diesem Beitrag – wird vielfach der unpräzise Begriff „Gesundheitsausgaben“ verwendet. Die Verwendung dieses Begriffs legt es nahe zu vermuten, dass alle Güter, die einen gesundheitlichen Ertrag erbringen, darunter erfasst werden. Das ist allerdings mitnichten der Fall. Die Gesundheit eines Individuums hängt nämlich nicht vom Konsum solcher Leistungen ab, sondern in erster Linie von der persönlichen Lebensweise, insbesondere dem Ernährungs- und Bewegungsverhalten. Die unter dem Begriff „Gesundheitsleistungen“ subsumierten Leistungen dienen nicht der Gesundheit per se, sondern der *Wiederherstellung* des ursprünglichen Gesundheitszustandes, wie er vor Eintritt der Erkrankung bestanden hat. Daher bedeutet der Begriff „Gesundheitsausgaben“ eigentlich „Ausgaben für medizinische Leistungen“.

Die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen bzw. das Ausmaß der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen reflektiert somit die Stärke des Wunsches nach Wiederherstellung des ursprünglichen Gesundheitszustandes.

Die Resultate der empirischen Untersuchungen zum Einfluss des Einkommens auf die Nutzung von Gesundheitsgütern sind widersprüchlich. Warum gestaltet es sich 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. Tabelle 1 gibt exemplarisch die Resultate einer solchen Studie für verschiedene OECD-Länder wieder. 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

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> | 1,3 |

Quelle: OECD (1985, 12).

Daten nicht beobachtbar sind. So können sich im Zeitablauf über Dekaden hinweg Präferenzänderungen ergeben, die die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen beeinflussen. Ähnliches gilt für Verschiebungen im Morbiditätsspektrum der Bevölkerung, die sich durch Einbeziehung demografischer Variablen nur teilweise abbilden lassen. Hinzu kommen Änderungen in den Vergütungsregeln der gesetzlichen und privaten Krankenversicherung sowie – besonders wichtig – der medizinische Fortschritt, der nicht Kostensenkungen mit sich bringt, sondern mit der Einführung neuer, häufig sehr aufwändiger und damit auch sehr teurer Behandlungsmethoden verbunden ist. Wenn diese Variablen mit der langfristigen Einkommensentwicklung korreliert sind, was zu erwarten ist, so werden die Schätzergebnisse verzerrt sein.

Darüber hinaus besteht ein Problem bei den Arbeiten, die Makro-Daten verwenden, darin, 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. 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 Zahlungsbereitschaft. Der Nachfrager konsumiert Leistungen bis zur Sättigungsmenge¹, da er sie zum Nulltarif erhält (ex-post moral hazard).

Diese Gründe sprechen gegen eine Verwendung von makroökonomischen Daten bei der Schätzung der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen.² Mikroökonomische Querschnittsdaten haben hier Vorteile. Zu beachten ist dabei allerdings, 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.³ 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 zunehmendem Anteil der durch die Versicherung abgedeckten Gesundheitskosten sollte die Einkommenselastizität der Nachfrage also geringer werden.⁴ Die Tatsache, dass sich bei der Untersuchung von Makro-Daten in der Regel Einkommenselastizitäten größer als eins (vgl. Tabelle 1) einstellen, steht mit Newhouses These im Einklang, da eine Volkswirtschaft immer die vollen Kosten der im Gesundheitswesen gebundenen Produktionsfaktoren zu tragen hat.

¹ Der Konsum wird nur dann nicht bis zur Sättigungsmenge ausgedehnt, wenn Selbstbehalte existieren.

² Siehe dazu auch Blomqvist/Carter (1997).

³ Siehe dazu auch Gerdtham/Jönsson (2000, 23).

⁴ 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.

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 resultiert daraus, dass die Konsumenten nicht mit den gesamten Kosten der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen konfrontiert sind.

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 bis 0,41 |
| Grossmann (1972) | 0,7 |
| Rosett / Huang (1973) | 0,25 bis 0,45 |
| Newhouse / Phelps (1974) | 0,1 bis 0,3 |
| Phelps (1975) | etwa 0,1 oder geringer |
| Newhouse / Phelps (1976) | -0,03 bis 0,1 |
| Fuchs (1986) | 0,04 bis 0,2 |
| Manning et al. (1987) | praktisch Null |
| Newhouse et al. (1993) | 0,2 bis 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.

Getzen (2000) weist einen Weg zur Auflösung des Widerspruchs der Resultate mikro- und makroökonomischer Untersuchungen auf. Er betrachtet

Versicherungsgemeinschaften, die aus vielen Individuen bestehen. Innerhalb einer Versicherungsgemeinschaft teilt jedes Individuum die Kosten seiner Gesundheitsleistungen mit den anderen Mitgliedern der Gemeinschaft. Der Anteil der Gesundheitsausgaben für den Einzelnen am Gesamtbudget der Versicherungsgemeinschaft ist sehr gering. Die individuellen Gesundheitsausgaben sind daher weitgehend unabhängig von Makrovariablen. Damit spielt auch das Einkommen, das für die Einordnung eines Individuums in eine spezifische Versicherungsgemeinschaft durchaus relevant sein mag, keine oder nur eine geringe Rolle für das Niveau der Gesundheitsausgaben. Vergleich man jedoch unterschiedliche Versicherungsgemeinschaften, so werden unterschiedliche Budgets sehr wichtig. Solche unterschiedlichen Versicherungsgemeinschaften könnten beispielsweise sein: die gesetzlich Krankenversicherten in der Bundesrepublik Deutschland im Jahr 1990 vs. 2000. Für solche Vergleiche ergeben sich dann Einkommenselastizitäten nahe eins, während auf der Mikroebene die Gesundheitsausgaben weitgehend einkommensunabhängig sind. Letzteres ist aber nicht das Ergebnis einer weitgehend einkommensunabhängigen Zahlungsbereitschaft für Gesundheitsleistungen, sondern lediglich des innerhalb der Versicherungsgemeinschaft vorgenommenen Risiko-Poolings. Man wäre einen bedeutenden Schritt weiter, wenn man die Einkommenselastizität der Gesundheitsgüter messen würde, für deren Ausgaben die Individuen selbst die (Budget-)Verantwortung haben.

Möchte man also 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 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 zu Grunde gelegten 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. Institutionelle Rahmenbedingungen

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 knapp 300 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.^{5, 6}

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.⁷

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. Anders verhält es sich bei PKV-Versicherten; diese begleichen die Rechnungen der Leistungserbringer zunächst aus eigener Tasche, um sich anschließend die verausgabten Mittel entweder ganz oder teilweise von der privaten Krankenversicherung, bei der sie versichert sind, erstatten zu

⁵ 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.

⁶ 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.

⁷ 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.

lassen. Da in der PKV Vertragsfreiheit gilt, ist der Umfang der erstattungsfähigen Versicherungsleistungen verhandel- 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.⁸ 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.

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. Daher existiert noch ein breites Spektrum an medizinischen Leistungen, die die Haushalte konsumieren können. 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.⁹

Die unterschiedlichen Marktaufteilungen für die GKV- und die PKV-Versicherten haben Auswirkungen auf die Interpretation der zu schätzenden Einkommenselastizitäten dieser unterschiedlichen Personenkreise. 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. Während bei den PKV-Versicherten die Einkommenselastizität der Nachfrage nach den gesamten Gesundheitsleistungen geschätzt wird, wobei zu berücksichtigen ist, dass bei Beträgen oberhalb des vereinbarten Selbstbehaltes eine vollständige Versicherungsdeckung vorliegt und damit die gleichen Probleme auftreten, wie sie weiter oben grundsätzlich beschrieben wurden.

⁸ Nach Angaben des Verbandes der Privaten Krankenversicherungen in Deutschland vereinbaren abhängig Beschäftigte in der Regel einen Selbstbehalt in Höhe von durchschnittlich 600,- DM während Selbständige meistens bereit sind im Schnitt 1.200,- DM jährlich direkt für Gesundheitsleistungen zu bezahlen.

⁹ Mitunter ist es für einen PKV-Versicherten sogar rational, Gesundheitsleistungen über den vereinbarten Selbstbehalt 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.

3. Beschreibung der Daten

Die in den vorliegenden ökonomischen Berechnungen verwendeten Daten wurden der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 1993 entnommen. Das Erhebungsziel der EVS besteht darin, einen möglichst umfassenden Einblick in die wirtschaftliche und soziale Lage von privaten Haushalten aller Gruppen der Bevölkerung zu erhalten.

Das Kernstück der EVS 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.

In der EVS 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.

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.

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.¹⁰

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 Aus-

¹⁰ Vgl. Müller (1995).

gaben 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).¹¹

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 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.¹²

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.

4. Spezifikation von Nachfragegleichungen

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

$$G = F(P, Y, Z) .$$

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. Y ist das Einkommen, und Z ist ein Vektor von Charakteristika des Haushalts und beinhaltet die üblichen soziodemographischen Variablen (etwa Haushaltsgröße und Altersstruktur), aber auch andere Variablen, die die Nachfrage nach Gesundheitsleis-

¹¹ Vgl. Statistisches Bundesamt (1998, 481).

¹² Vgl. Statistisches Bundesamt (1998, 481).

tungen beeinflussen können wie z. B. Indikatoren für den Konsum von Alkohol und Zigaretten. Im Idealfall würde der Vektor Z auch die Variable „Gesundheitszustand“ beinhalten, die ja entscheidend für die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ist. Bekanntlich enthält die EVS keine solche Variable, so dass der Gesundheitszustand durch Proxy-Variablen abgebildet werden muss. Hierzu gehören neben dem Alter und eventuell der Bildung auch Daten zum Konsum von Alkohol und Tabakerzeugnissen.

In unserer Betrachtung spielen Preise keine Rolle. Zum einen sind in der EVS 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 spielen kaum eine Rolle und können daher vernachlässigt werden.¹³ Einflüsse der Haushaltsstruktur, die sich etwa in unterschiedlichen Konsumentenpreisindizes für Rentner- und Vierpersonenhaushalte widerspiegeln, werden über die soziodemographischen Variablen aufgefangen.

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

- G = die Ausgaben für Gesundheitsleistungen pro Monat als abhängige Variable,

sowie die erklärenden Variablen

- 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,¹⁴
- $ALTER$ = 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,

¹³ Für die meisten Güter des Gesundheitsmarktes sind die Preise bundesweit administriert (z. B. Arzneimittelpreisverordnung, Gebührenordnung Ärzte, Gebührenordnung Heilpraktiker).

¹⁴ Diese Variable wurde nicht logarithmiert, so dass der geschätzte Koeffizient eine Semielastizität ist: Er gibt also an, um wie viel Prozent sich die Gesundheitsausgaben ändern, wenn sich der Anteil der Ausgaben für Alkohol um einen Prozentpunkt ändert.

- *NIEDBIL* = Dummy für Haushalte, bei denen der Haushaltsvorstand eine niedrige Schulbildung (Hauptschulabschluss oder niedriger) hat, sowie
- *HOCHBIL* = Dummy für Haushalte, bei denen der Haushaltsvorstand eine hohe Schulbildung (Hochschul- bzw. Fachhochschulreife) hat.

Wie bereits erwähnt, sollen Tabak- und Alkoholkonsum den Gesundheitszustand approximieren. Zum anderen geben diese Variablen auch Auskunft über Gesundheitsbewusstsein, also über Präferenzen hinsichtlich der Versorgung mit Gesundheitsleistungen. Die Haushaltsgröße sollte einen positiven Effekt auf die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen haben. Gesundheitsausgaben können auch von der Bildung abhängen. Zum einen kann postuliert werden, dass Gesundheitsbewusstsein mit dem Bildungsniveau zunimmt, was sich positiv auf die Zahlungsbereitschaft für Gesundheitsleistungen auswirken würde. Zum anderen geht die Morbidität mit zunehmender Bildung zurück, so dass ein negativer Einfluss ebenfalls möglich ist. Weitere Einflussgrößen sind Alter sowie die Dummy-Variablen „Rentnerhaushalt“ als Proxies für den Gesundheitszustand: *ceteris paribus* ist zu erwarten, dass die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen mit dem Alter zunimmt. Weitere verfügbare soziodemografische Variablen werden einbezogen, sofern sie in Verdacht stehen, die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen zu beeinflussen. So ist zu überprüfen, ob sich Ausländerhaushalte, Alleinerziehendenhaushalte sowie Haushalte mit arbeitslosem Haushaltsvorstand in ihrem Nachfrageverhalten von anderen Haushalten signifikant unterscheiden.

Was die Haushaltsstruktur angeht, so ist das kinderlose Paar der Referenzhaushalt. Die zu schätzenden Parameter für die Haushaltsstruktur-Dummies weisen den Unterschied der betrachteten Gruppe zum Referenzhaushalt aus. Beim Alkoholkonsum wurde der Einkommensanteil der Ausgaben und nicht das absolute Ausgabenniveau gewählt, da bei 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. Aus diesem Grunde werden bei der Schätzung die Ergebnisse für Single-Haushalte, bei denen dieses Problem nicht besteht, zusätzlich ausgewiesen.

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 Ausgaben-niveaus 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.¹⁵ 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 konsumie-

¹⁵ Genauso wurde im Fall der Tabakkonsumvariable vorgegangen, die ebenfalls bei einer großen Zahl der Haushalte den Wert Null hat.

ren 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.¹⁶ 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. Diese Erweiterung erwies sich als notwendig, da sich in ersten Schätzungen mit dem Variablensatz zeigte, dass die Elastizität keineswegs konstant ist, sondern mit dem Einkommen variiert. Dies wird durch den quadratischen Term in der folgenden Gleichung (1) abgebildet.

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

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

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

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

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

woraus unter Berücksichtigung von

$$\frac{d \log(G)}{d \log(G + 1)} = \frac{d \log(G)}{dG} \frac{d}{d \log(G + 1)}$$

folgt, dass

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

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

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

¹⁶ 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.

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

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

5. Die Schätzergebnisse

In den Tabellen 3 und 4 sind die Schätzergebnisse zusammengefasst. Tabelle 3 umfasst alle Haushalte, Tabelle 4 nur die Teilgruppe der Single-Haushalte. Single-Haushalte sind hinsichtlich der Haushaltsstruktur homogen, während sich bei den anderen Haushalten Haushaltsgröße und -struktur in komplexer Weise überlagern. Auf eine Umrechnung der Einkommen von Mehrpersonenhaushalten gemäß Äquivalenzskalen wurde verzichtet. Stattdessen wurden die Rohdaten zu Haushaltsgröße und -struktur in den Regressionen berücksichtigt. Getrennt geschätzt wurde für die Gruppen der gesetzlich Krankenversicherten (GKV) und der privat Krankenversicherten (PKV).¹⁷ Die Gruppe der Nichtversicherten war sehr klein (119 Haushalte) und wird hier nicht ausgewiesen.¹⁸ 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 negative latente 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.

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

¹⁷ Es ist zu konstatieren, dass die Gruppe der Privatversicherten keine Zufallsstichprobe ist. Die Möglichkeit, sich privat krankenzuversichern wird eher von überdurchschnittlich Gesunden sowie – aufgrund der in Deutschland herrschenden Regulierungen – von Personen mit überdurchschnittlichen Einkommen wahrgenommen. Da wir hier jedoch nicht die Hypothese testen, ob Privatversicherte gesünder oder reicher sind als gesetzlich Versicherte, schien uns eine Korrektur der Selektionsverzerrung nicht erforderlich. Das höhere Einkommen der Privatversicherten spiegelt sich, wie im Folgenden gezeigt wird, in Form höherer geschätzter Parameterwerte für die Einkommensvariablen wieder. Der qualitative Zusammenhang ist jedoch der gleiche wie bei den gesetzlich Versicherten.

¹⁸ 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.

Tabelle 3

Schätzergebnisse Gesundheitsnachfrage, alle Haushalte^{a)}

| Abhängige Variable: $\log(G + 1)$ | | | | |
|-----------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Erklärende Variable | GKV OLS | GKV TOBIT | PKV OLS | PKV TOBIT |
| $\log Y$ | 5,737 (9,26) | 9,001 (12,21) | 14,107 (10,01) | 16,288 (10,78) |
| $(\log Y)^2$ | -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) |
| $\log(\text{Alter})$ | 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 | 5135 | 440 | 440 |
| $Y(\eta = 1)$ | 58778 | 67643 | 77878 | 81972 |

^{a)} t -Werte in Klammern.

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.

Tabelle 4

Schätzergebnisse Gesundheitsnachfrage, Single-Haushalte^{b)}

| Abhängige Variable: $\log(G + 1)$ | | | | |
|-----------------------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| Erklärende Variable | GKV OLS | GKV TOBIT | PKV OLS | PKV TOBIT |
| $\log Y$ | 9,144 (5,44) | 15,643 (6,92) | 23,295 (7,28) | 28,643 (7,82) |
| $(\log Y)^2$ | -0,390 (-4,76) | -0,689 (-6,28) | -1,020 (-6,81) | -1,259 (-7,38) |
| $\log(\text{Tabak}+1)$ | -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 |
| $Y(\eta = 1)$ | 34534 | 40902 | 55798 | 58398 |

^{b)} t -Werte in Klammern.

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 36.000 und 59.000 DM bei den Singles und zwischen 63.000 und 84.000 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.¹⁹ Es ist zu vermuten, dass hier Sättigungseffekte eine Rolle spielen: Ab einer gewissen Grenze führen weitere Steigerungen der Gesundheitsausgaben nur noch zu geringen Verbesserungen des Gesundheitszustandes. Diese abnehmende Grenzproduktivität der Gesundheitsausgaben führt dazu, dass sie bei sehr hohem Einkommen nur noch mit einer geringen Einkommenselastizität nachgefragt werden.²⁰

- **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

¹⁹ Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes betrug das jährliche durchschnittliche Nettoeinkommen pro Haushalt in Deutschland im Jahre 1993 55.800 DM.

²⁰ Der Vorschlag eines Gutachters, hier könnte bei privat Versicherten eine nicht-konstante relative Risikoaversion eine Rolle spielen, erklärt diesen Zusammenhang nicht ausreichend. Bei realistischere angenommener abnehmender relativer Risikoaversion würden Bezieher hoher Einkommen einen höheren Anteil der Behandlungskosten als Selbstbehalt vereinbaren. Dies würde eine positive Korrelation zwischen Einkommen und Gesundheitsausgaben führen, wobei die Theorie der Risikoaversion nichts darüber aussagt, ob die Gesundheitsausgaben über- oder unterproportional zum Einkommen steigen.

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.²¹ 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.

- **Arbeitslosigkeit.** Bei den privat Versicherten wurde diese Variable nicht berücksichtigt, da es selbst in einer Stichprobe mit 8.400 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 teil-

²¹ Dass die Haushaltsgröße bei GKV-Versicherten keinen Einfluss hat, bei PKV-Versicherten schon, liegt vermutlich daran, dass in der GKV versicherte Kinder unter 18 Jahren von Zuzahlungen befreit sind, während in der PKV weiterhin das Kostenerstattungsprinzip gilt.

weise 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.²²

6. Resümee

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.

Wegen des Sachleistungsprinzips können im Rahmen der GKV nur nicht erstattungsfähige Ausgaben beobachtet werden. Dabei können die hohen Elastizitätswerte durchaus mit der spezifischen Datenstruktur in Zusammenhang stehen: Der berücksichtigte Teilmarkt für die GKV-Versicherten umfasst sehr spezielle Leistungen, die nicht ohne Grund von der GKV nicht abgedeckt werden. Ihre Wirkung ist entweder umstritten (bspw. Heilpraktikerleistungen) oder ihre „Ausstattung“ geht über diejenige erstatteter Leistungen hinaus (z. B. hochwertigeres Brillengestell, Goldkrone, Inlay). Die GKV deckt das medizinisch Notwendige ab. Die Vermutung liegt nahe, dass die Einkommenselastizität nach den medizinischen Extraleistungen höher liegt als für GKV-Leistungen und damit wäre das Ergebnis zunächst keine Überraschung.

²² Nach Meinung eines Gutachters hätte die hohe Einkommenselastizität bei geringen Einkommen auch folgendermaßen erklärt werden können: GKV-Versicherte mit geringen Einkommen haben die Möglichkeit sich von Zuzahlungen befreien zu lassen. Wird hingegen ein kritisches Einkommen überschritten, sind Zuzahlungen zu leisten. Bei Überschreitung dieser Grenze sei daher mit einem sprunghaften Anstieg der Gesundheitsausgaben zu rechnen. Die Befreiungsgrenze lag im Jahre 1993 bei 17.808 DM p. a. Die Datensätze mit einem Einkommen unterhalb dieser Grenze wurden ausgeblendet und die Schätzungen wurden wiederholt. Die Ergebnisse wichen qualitativ nicht von den Schätzungen des Gesamtdatensatzes ab.

Unser Ergebnis bezüglich der privat Versicherten ist allerdings 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. Unser Ergebnis verweist also auf weiteren Forschungsbedarf. Es ist keineswegs ausgemacht, dass die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen unterproportional zum Einkommen steigt, wie dies in zahlreichen Querschnittsstudien behauptet worden ist.

Literatur

- Amemiya, T.* (1984): Tobit Models: A Survey, *Journal of Econometrics* 24, 3 – 61.
- Anderson, R./Benham, L.* (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, 412 – 436.
- Blomqvist, A. G./Carter, R. A. L.* (1997): Is Health Care Really a Luxury?, *Journal of Health Economics* 16, 207 – 229.
- Breyer, F./Ulrich, V.* (2000): Gesundheitsausgaben, Alter und medizinischer Fortschritt: eine Regressionsanalyse, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 220, 1 – 17.
- Fuchs, V. R.* (1986): *The Health Economy*, Cambridge/London.
- Gerdtham, U.-G./Jönsson, B.* (2000): International Comparisons of Health Expenditure: Theory, Data and Econometric Analysis, in: Culyer, A. J./Newhouse, J. P. (eds.), *Handbook of Health Economics*, 11 – 53.
- Getzen, T. E.* (2000): Health Care is an Individual Necessity and a National Luxury: Applying Multilevel Decision Models to the Analysis of Health Care Expenditures, *Journal of Health Economics* 19, 259 – 270.
- Grossman, M.* (1972): *The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation*, New York/London.
- Leu, R. E.* (1987): Determinanten der Nachfrage nach medizinischen Leistungen, in: Brennecke, R./Schach, E. (Hrsg.), *Ambulante Versorgung: Nachfrage und Steuerung*, Berlin u. a., 16 – 29.
- Leu, R. E./Doppmann, R. J.* (1986): Die Nachfrage nach Gesundheit und Gesundheitsleistungen, in: Gäfgen, G. (Hrsg.), *Ökonomie des Gesundheitswesens*, Berlin, 161 – 175.

- Leu, R. E./Gerfün, M.* (1992): Die Nachfrage nach Gesundheit – Ein empirischer Test des Grossmann-Modells, in: Oberender, P. (Hrsg.), Steuerungsprobleme im Gesundheitswesen, Baden-Baden, 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, 251 – 277.
- Müller, W.* (1995): Ausgaben für Gesundheit 1993, *Wirtschaft und Statistik*, Heft 12, 914 – 922.
- Newhouse, J. P.* (1977): Medical Care Expenditure: A Cross-National Survey, *Journal of Human Resources* 12, 115 – 125.
- Newhouse, J. P./Phelps C. E.* (1974): Price and Income Elasticities for Medical Care Services, in: Perlman (Hrsg.), *The Economics of Health and Medical Care*, London, 139 – 161.
- Newhouse, J. P./Phelps, C. E.* (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.

Anhang: Deskriptive Statistik

GKV-Datensatz

| <i>Variable</i> | <i>Minimum</i> | <i>Maximum</i> | <i>Mittelwert</i> | <i>Standardabw.</i> |
|------------------------------|----------------|----------------|-------------------|---------------------|
| Haushaltsnettoeinkommen | 3531 | 409.477 | 58.081,93 | 31.995,33 |
| Gesundheitsausgaben | 0 | 57.557 | 541,57 | 1.432,226 |
| Tabakausgaben | 0 | 807 | 36,18 | 71,5441 |
| Alkoholausgaben | 0 | 2.482 | 60,187 | 78,506 |
| Alkoholausgabenanteil | 0 | 0,1 | 0,0015 | 0,00205 |
| Haushaltsgröße | 1 | 7 | 2,52 | 1,234 |
| Alter des Haushaltsvorstands | 20 | 85 | 49,32 | 15,339 |

PKV-Datensatz

| <i>Variable</i> | <i>Minimum</i> | <i>Maximum</i> | <i>Mittelwert</i> | <i>Standardabw.</i> |
|---------------------------------|----------------|----------------|-------------------|---------------------|
| Haushaltsnettoeinkommen | 6713 | 409.477 | 89.548,24 | 41.451,68 |
| Gesundheitsausgaben | 0 | 147.942 | 4.828,55 | 7.478,837 |
| Tabakausgaben | 0 | 768 | 32,31 | 69,62235 |
| Alkoholausgaben | 0 | 2.213 | 79,09 | 79,0935 |
| Alkoholausgabenanteil | 0 | 0,04 | 0,0012 | 0,00172 |
| Haushaltsgröße | 1 | 7 | 2,73 | 1,275 |
| Alter des Haushaltsvorstands | 20 | 85 | 47,66 | 13,684 |