

Marcel Erlinghagen, Christian Pihl

Der Hausarzt als Lotse im System der ambulanten Gesundheitsversorgung?

Empirische Analysen zum Einfluss der individuellen Hausarztbindung auf die Zahl der Arztbesuche

Das im Jahr 2004 in Kraft getretene Gesundheitsmodernisierungsgesetz verpflichtet Krankenkassen, Hausarztssysteme für ihre Versicherten anzubieten. Beabsichtigt ist dabei, dass die Hausärzte ihre Patienten als „Lotsen“ durch das Gesundheitssystem leiten sollen. Überflüssige Arztbesuche könnten so vermieden, die Versorgungsqualität erhöht und Effizienzreserven im System der ambulanten Gesundheitsversorgung erschlossen werden. Der vorliegende Beitrag konzentriert sich auf die Häufigkeit von Arztbesuchen als einen wichtigen Parameter der Inanspruchnahme ambulanter Gesundheitsleistungen. Dabei wird deutlich, dass die Konsultation von Hausärzten nicht automatisch zu einer Reduktion der Zahl von Arztbesuchen führt. Multivariate Untersuchungen auf Basis der Daten des Bundesgesundheits surveys zeigen sogar generell häufigere Arztbesuche von Patienten, die über einen Hausarzt verfügen. Darüber hinaus reduzieren Hausärzte nicht die Zahl der Facharztbesuche. Die Ergebnisse legen nahe, dass die Erschließung von Effizienzreserven durch die Einführung von Hausarztmodellen einer intelligenten Umgestaltung des ambulanten Gesundheitswesens in Deutschland bedarf und keineswegs voraussetzungslos zu positiven Effekten führen wird. Darüber hinaus müssen bei der Ausgestaltung qualitative Aspekte der Versorgung berücksichtigt werden.

1. Einleitung

Die Ausgaben der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) sind seit Jahren ein dominantes Thema innerhalb der sozialpolitischen Debatte in Deutschland. Im Zentrum der Auseinandersetzung steht dabei – neben Fragen der Versorgungsqualität und einer gesamtgesellschaftlich gerechten Partizipation an Leistungen des Gesundheitssystems – die Frage, wie die aufgrund des

medizinischen Fortschritts aber auch wegen der demographischen Entwicklung gestiegenen Kosten im Gesundheitswesen reduziert werden können.¹ Verschärft wird das „Ausgabenproblem“ der GKV vor allem durch ein gleichzeitiges „Einnahmeproblem“, das insbesondere der schlechten Lage auf dem Arbeitsmarkt geschuldet ist.

Zum Teil wurde und wird das Ausgabenproblem auf unnötige und unkoordinierte Arztbesuche zurückgeführt. Insbesondere seit der Einführung der Patientenchipkarte im Jahr 1994 besteht für Patienten die Möglichkeit, prinzipiell unbegrenzt viele Ärzte zu konsultieren. In einem solchen System fehlt es an der nötigen Kontrolle, um überflüssige Arztbesuche zu vermeiden (Brenner et al. 1998). Diskutiert wurde in diesem Zusammenhang immer wieder, ob die Einführung eines „Lotsen“ überflüssige Facharztbesuche mit den damit verbundenen Ausgaben verhindern kann. Als prädestiniert für eine solche Lotsenfunktion galt dabei ein Hausarzt, der die individuellen Lebensumstände „seiner“ Patienten genau kennt und dem die Patienten aufgrund langjähriger Beziehungen wohl auch am ehesten vertrauen werden.

Vor dem Hintergrund der Debatte um eine Kostenreduktion im Gesundheitswesen wurden, inspiriert von der „Lotsentheorie“, zum 1.1.2004 entsprechende gesetzliche Regelungen eingeführt (GKV-Modernisierungsgesetz): Krankenkassen werden verpflichtet „Hausarztmodelle“ anzubieten, zu deren Zwecke sie Direktverträge mit Vertragsärzten schließen können. Ein solches Hausarztmodell basiert darauf, dass Facharztbesuche ausschließlich von Hausärzten angeordnet werden dürfen. Die freiwillige Teilnahme der Versicherten an diesen Hausarztssystemen kann durch Bonusprogramme honoriert werden. Mit der Etablierung dieser Modelle ist die Hoffnung verbunden, eine verbesserte Koordination der ambulanten Versorgung zu erreichen und überflüssige Arztbesuche zu vermeiden, um so Effizienzreserven im System erschließen zu können.

¹ Hier von „Kostenexplosion“ zu sprechen (vgl. exemplarisch Berthold 2001) ist allerdings zweifelhaft, da die Ausgaben für Gesundheitsleistungen gemessen am gesamtwirtschaftlichen Wachstum seit Jahrzehnten lediglich moderat gestiegen sind (Meinhardt/Schulz 2003; Bandelow 2002). Betrachtet man nur den Anteil der GKV-Ausgaben am BIP, so ist festzustellen, dass diese im Zeitverlauf relativ konstant sind (2004: 6,5%, eigene Berechnungen nach IW 2005), vgl. hierzu auch Braun et al. (1998).

Allerdings geschah die gesetzliche Neuregelung vor dem Hintergrund einer Situation, in der sich ein nicht unerheblicher Teil der Patienten auch ohne administrativen Zwang gemäß dem Hausarztmodell verhält. So lässt sich aus den Daten des Bundesgesundheits surveys (vgl. Abschnitt 3) ermitteln, dass Ende der 1990er Jahre mehr als 85 Prozent der westdeutschen Bevölkerung bei einer Erkrankung in der Regel zunächst ihren Hausarzt aufsuchten. Die weiterhin starke Stellung des Hausarztes im deutschen Gesundheitssystem – auch ohne flächendeckende Hausarztmodelle – ist sicherlich zu einem großen Teil als Nachwirkung des lange üblichen „Überweisungssystems“ zu verstehen, das 1994 durch Einführung der elektronischen Chipkarte abgelöst wurde. Auch wenn sich freilich darüber streiten lässt, ob dieses Überweisungssystem bereits faktisch eine Art Hausarztmodell gewesen ist, steht jedoch zu vermuten, dass sich insbesondere ältere Patienten auch nach der Einführung der Chipkarte weiter so verhalten, als bräuchten Sie auch heute noch eine Überweisung durch ihren Hausarzt, bevor sie einen Facharzt konsultieren dürfen.²

Auf der einen Seite nimmt also der Hausarzt weiterhin eine herausragende Stellung im System der ambulanten Gesundheitsversorgung ein und ein großer Teil der Patienten verhält sich so, als gäbe es bereits das „Hausarztmodell“; auf der anderen Seite nutzt ein Teil der Patienten die Möglichkeit der direkten Facharztkonsultation ohne den „Umweg“ über den Hausarzt. Dies ist

² Bereits im Vorfeld der Einführung der Patientenchipkarte hatte die alte Überweisungsregel in einem schleichenden Prozess de facto an Bedeutung eingebüßt. Gleichwohl besteht rein rechtlich auch nach der Einführung der Versichertenkarte immer noch die Notwendigkeit einer Überweisung bei Verweis an weiterbehandelnde Ärzte, so dass theoretisch die Patienten nicht die vollständige Arztfreiheit haben. Rechtsgrundlage bildet hier der BMV-Ä (Bundesmantelvertrag der Ärzte) § 24. Dieser findet in der Realität jedoch kaum Anwendung. Unabhängig von den rechtlichen Rahmenbedingungen ist es zumindest eine strittige Frage, in welchem Umfang das Überweisungssystem bereits längere Zeit vor Chipkarteneinführung seine steuernde Funktion eingebüßt hatte. Die empirischen Befunde des Wissenschaftlichen Instituts der Ortskrankenkassen haben auf die bereits in den 1980er Jahren hohe Primäranspruchnahme von Fachärzten aufmerksam gemacht (Klose et al. 1999). Da jedoch bei diesen Analysen nicht zwischen Internisten als Fach- oder Hausärzten unterschieden werden kann, ist nicht eindeutig zu klären, inwieweit das de jure bestehende Überweisungssystem schon früh in einem nennenswerten Ausmaß de facto nicht mehr existent war. Weitgehend unstrittig ist jedoch, dass durch die Einführung der Chipkarte der Trend zur stärkeren Primäranspruchnahme von Fachärzten „erheblich beschleunigt wurde“ (WiDO 2005).

eine ideale Situation, um beide Patientengruppen zu vergleichen und so die Wirkung des Hausarztes auf die Zahl von Facharztbesuchen empirisch zu überprüfen. Der vorliegende Aufsatz möchte dazu einen Beitrag leisten, indem der Einfluss der Hausarztbindung auf die Zahl der jährlichen Arztkontakte untersucht wird. Hieraus sind zwar keine direkten Schlüsse über den Sinn oder Unsinn von Hausarztmodellen zu ziehen. Jedoch ergeben sich aus den Analysen Hinweise, die bei der Gestaltung von Hausarztmodellen berücksichtigt werden sollten, um mögliche Effizienzreserven wirklich nutzen zu können.

Bei der folgenden Analyse ist zu beachten, dass die Hausarztbindung sowie die Intensität der Inanspruchnahme gesundheitlicher Leistungen entscheidend vom Gesundheitszustand abhängen, der wiederum eindeutig durch sozialstrukturelle Merkmale beeinflusst wird (Mielck 2000; Jungbauer-Gans 2002). Aber auch jenseits des Einflusses des Gesundheitszustandes gibt es Anhaltspunkte für einen unmittelbaren Einfluss sozialstruktureller Unterschiede bei der Inanspruchnahme ambulanter Gesundheitsleistungen im Allgemeinen (vgl. Kolip/Koppelin 2002; Röckl-Wiedmann et al. 2002; Thode et al. 2005) und bei der Verfügbarkeit eines Hausarztes im Besonderen (vgl. z.B. Hermann et al. 1994). Aus diesem Grund muss die folgende empirische Analyse verschiedene sozio-ökonomisch relevante Merkmale kontrollieren. Unter dieser Prämisse ist somit folgende „Lotsen-Hypothese“ zu überprüfen:

„Lotsen-Hypothese“: Vergleichbare Personen, die einen Hausarzt haben, berichten insgesamt von weniger (Fach-)Arztbesuchen als Personen, die keinen Hausarzt haben.

Bevor diese Hypothese empirisch überprüft wird, soll zunächst in *Abschnitt 1* eine knappe Systematisierung der derzeitigen Debatte um Hausarztmodelle erfolgen, indem verschiedene theoretische Aspekte dieser Diskussion dargestellt werden. Anschließend wird in *Abschnitt 2* der Bundesgesundheitsurvey als Datenbasis der Untersuchung vorgestellt. Darüber hinaus wird das methodische Vorgehen bei der Analyse der Daten erläutert. Im Anschluss daran präsentiert *Abschnitt 3* die wesentlichen Befunde unserer Untersuchung. Am Ende werden schließlich in *Abschnitt 4* die Resultate zusammengefasst und im Hinblick auf die Frage interpretiert, ob auf Basis unserer Auswertungen realistisch von Einsparungseffekten bei Einführung eines Hausarztmodells in Deutschland ausgegangen werden kann bzw. welche Voraus-

setzungen gegeben sein müssen, damit solche Einsparungen möglich werden. In diesem Kontext wird auch der Zusammenhang zwischen den Reformzielen „Erschließung von Effizienzreserven“ einerseits und „Qualitätsverbesserung“ andererseits diskutiert.

2. Die Funktionen des Hausarztes

Im internationalen Vergleich verschiedener nationaler Gesundheitssysteme, die bereits seit längerem Erfahrungen mit Hausarztssystemen gesammelt haben, wird insbesondere die Heterogenität der Hausarztssysteme deutlich (Wendt 2003: 243-255). Die konkrete Ausgestaltung eines Hausarztssystems lässt je nach Zielsetzung und Intention unterschiedliche Schwerpunktsetzungen zu und dementsprechend erfolgt auch eine unterschiedliche Gewichtung der Funktionen des Hausarztes (Pihl et al. 2005). Im folgenden Abschnitt soll daher zunächst eine Systematisierung des Hausarztbegriffes hinsichtlich der Funktion und Intention erfolgen. Innerhalb eines Hausarztssystems lassen sich (a) die Anlauf-, (b) die Steuerungs- und Koordinierungsfunktion und (c) die Kontrollfunktion unterscheiden.

Durch die ihm zugewiesene Anlauffunktion wird der Hausarzt erster Ansprechpartner in der ambulanten Versorgung. Der Hausarzt stellt somit den „Türwächter“ (gatekeeper) zu den Versorgungsstrukturen dar und erst durch dessen Konsultation wird die Inanspruchnahme weiterer Leistungen möglich, wie dies z.B. in den Niederlanden der Fall ist (Wasem et al. 2003: 21). Bei einer langfristigen Betreuung durch denselben Hausarzt tritt zudem der erwünschte Effekt einer effektiveren Betreuung ein, da der Hausarzt auch über das soziale Umfeld des Patienten informiert ist und sich auf Grund der langfristigen Beziehung eine Vertrauensbasis entwickelt, die das durch Informationsasymmetrie gekennzeichnete Arzt-Patienten-Verhältnis stabilisiert.

In der aktuellen Diskussion wird meistens die Lotsenfunktion des Hausarztes hervorgehoben, die über die reine „Anlauffunktion“ hinausgeht und den Zweck der Koordinierung und der Steuerung ambulanter Gesundheitsversorgung verfolgt. Entscheidend innerhalb dieser Argumentation für das „Hausarztmodell“ sind dabei Informationsdefizite auf Seiten des Patienten (Wendt 2003: 307; zur Problematik von Informationsdefiziten vgl. Breyer et al. 2003: 181-183). Aufgrund des mangelnden Fachwissens fehle es – so die Argumentation – den Patienten i. d. R. an einem sachverständigen und vertrauens-

würdigen „Lotsen“, der den Kranken kompetent und sicher durch den Nebel der Vielzahl von Behandlungsverfahren und Diagnosen führt und leitet (Wasem et al. 2003: 7). Durch den Hausarzt als grundsätzlich ersten Ansprechpartner des Patienten soll so eine Instanz geschaffen werden, die eine zweckmäßige, wirtschaftliche und dem medizinischen Stand entsprechende Behandlung von Beginn an gewährleisten soll. Notwendigerweise muss der Hausarzt zur Erfüllung dieser Funktion über ein entsprechendes Breitenwissen hinsichtlich des aktuellen medizinischen Forschungsstandes in unterschiedlichen medizinischen Disziplinen verfügen. Die Steuerungs- und Koordinierungsfunktion erstreckt sich idealer Weise über den gesamten Behandlungsverlauf und gewährleistet somit, dass jeder Patient – soweit notwendig – direkt an die kompetenten Ansprechpartner überwiesen wird und auch entsprechend seines Behandlungsbedarfs nachbetreut wird. Eine so koordinierte Versorgung, so die Hoffnungen, ermögliche eine Mobilisierung von Effizienzreserven im System verbunden mit einer Steigerung der Behandlungsqualität (Wasem et al. 2003: 8).

Eine dritte Funktion, die der Hausarzt innerhalb eines solchen Systems ausüben kann, ist die der Kontrolle des gesamten Behandlungsverlaufs („Kontrollfunktion“). Hierbei obliegt dem Hausarzt die Qualitätskontrolle aller Behandlungsmaßnahmen, die von Facharztkollegen durchgeführt werden. Ferner erhält der Hausarzt die umfassende Kontrolle über die Verordnung sowie Dosierung und möglicherweise Absetzung sämtlicher Medikamente, so dass beispielsweise unerwünschte Wechselwirkungen zwischen parallel verlaufenden Therapien vermieden werden können. Im Endeffekt obliegt dem Hausarzt als „zentraler Informationsverwalter“ folglich die Koordination und Überwachung einer effektiven Behandlung. Ein Hausarztssystem, das so umfangreiche Funktionen intendiert, setzt aber eine spezielle Fachkompetenz des Hausarztes voraus, da er in der Lage sein muss, das Fachwissen des Facharztes zu beurteilen (Hajen et al. 2000: 149).

Innerhalb der historischen Entwicklung beinhaltete das deutsche System der ambulanten Gesundheitsversorgung in der Zeit vor der Einführung der Versicherungskarte zumindest Ansätze eines rudimentären Hausarztssystems, da in dieser Zeit der Hausarzt zwecks Überweisung konsultiert werden musste, bevor der Facharzt aufgesucht werden konnte. Der Hausarzt hatte zwar keine Kontrolle über den weiteren Behandlungsverlauf, konnte aber zumindest durch die Nichtausstellung der Überweisung Mehrfachkonsultationen und

überflüssige Arztbesuche vermeiden („Anlauf- und Koordinierungsfunktion“). Durch die Einführung der Versichertenkarte, die auch den direkten Zugang zum Facharzt ermöglicht, wurde die Position des Hausarztes somit geschwächt und die bis dahin bestehende, rudimentäre Steuerungsfunktion innerhalb der ambulanten Versorgung aufgegeben. Allerdings wurde gleichzeitig die Wahlfreiheit des Patienten erhöht. Es ergibt sich also die Frage, ob die so erhöhte Konsumentensouveränität als negativer Nebeneffekt zu einer kostspieligeren Ausweitung der Inanspruchnahme ambulanter Gesundheitsleistungen insbesondere bei solchen Patienten geführt hat, die keinen Hausarzt als ersten Ansprechpartner im Krankheitsfall (mehr) haben und daher eigenverantwortlich Art und Umfang der Facharztkonsultationen bestimmen.

Bislang mangelt es unseres Wissens an Analysen, die für Deutschland den Zusammenhang zwischen der Hausarztbindung und der Inanspruchnahme ambulanter Gesundheitsleistungen untersucht hätten. Allerdings lassen sich in der angelsächsischen Literatur einige Analysen finden, die diesen Punkt näher beleuchtet haben. Diese Ergebnisse sind deshalb für die deutsche Debatte interessant, weil das Gatekeeper-System in anderen Ländern als eine Maßnahme des Managed-Care-Instrumentariums in unterschiedlichen Ausprägungen bereits seit längerem zur Anwendung kommt. So haben Robinson und Steiner (1998) unterschiedliche US-amerikanische Studien zusammengetragen. Im Rahmen dieser Literaturanalyse fanden sie keineswegs das einheitliche Ergebnis, dass Gatekeeper-Systeme im Vergleich zu Fee-For-Service-Systemen weniger Arztbesuche verursachen. Fünf statistische Studien zeigten geringere Häufigkeiten für Arztkonsultationen, sechs häufigere Arztkonsultationen und acht ergaben keine signifikanten Ergebnisse. Nach einer Bewertung der Relevanz der unterschiedlichen Studien kommen Robinson/Steiner (1998: 59) jedoch zu dem Schluss, dass Gatekeeper-Systeme tendenziell eher die Zahl der Arztkonsultationen reduzieren.

Dem widersprechen die Ergebnisse von Joyce et al. (2000), die in einer vergleichenden Studie einer Gatekeeper „Health Maintenance Organization“ (HMO) und einer Open-Panel-Point-of-Service-HMO³ zu dem Schluss ka-

³ Prinzipiell sind „Health Maintenance Organizations“ (HMOs) dadurch gekennzeichnet, dass sie gleichzeitig als Versicherer und Leistungserbringer auftreten. Im Gegensatz zu Gatekeeper-HMOs können die Versicherten einer Open-Panel-Point-of-Service-HMO selbst entscheiden, ob sie die Ärzte der HMO in Anspruch nehmen. Nutzt der Versicherte nicht die HMO-Ärzte und konsultiert stattdessen andere Medizi-

men, dass die Häufigkeit der Konsultation von Hausärzten bei Gatekeeper-Systemen zunimmt, wohingegen sich keinerlei Evidenzen für eine im Vergleich verstärkte Inanspruchnahme fachärztlicher Leistungen in der Point-of-Service-HMO nachweisen ließen. Werden hausärztliche Leistungen zumindest teilweise als Substitute einer fachärztlichen Leistung aufgefasst, wäre dies zu erwarten gewesen.

Zu berücksichtigen ist weiterhin, dass diese Ergebnisse stark von der jeweiligen Gestaltungsform des Hausarzt-systems abhängig sind, da neben den strukturellen auch finanzielle Anreize angewendet werden, z.B. in Form einer Budgetverantwortung des Hausarztes auch für fachärztliche Konsultationen. Insbesondere die mangelnden finanziellen Anreize werden z.B. für das Scheitern des Safeco-Projektes, einer Independent Practice Association⁴, in der Hausärzte als Gatekeeper fungierten, verantwortlich gemacht. Eine Schlussfolgerung aus diesem gescheiterten Experiment ist, dass die Kostenreduktion nicht alleine über die Verhaltenslenkung der Versicherten in Form der reduzierten Inanspruchnahme, sondern über die Optimierung der Behandlungspfade und des Verschreibungs- und Ordnungsverhaltens funktioniert (Martin et al. 1983: 1404).

Insgesamt liegen hinsichtlich der Frage, ob Gatekeeper-Systeme die Anzahl der Arztbesuche beeinflussen, also keine einheitlichen Ergebnisse vor. Ungeachtet dessen sind diese Befunde jedoch für den deutschen Vergleich aufgrund der unterschiedlichen institutionellen Ausgestaltung des Gesundheitswesens ohnehin nur eingeschränkt übertragbar.

3. Daten und Methode

Die hier vorliegende Untersuchung basiert auf den Daten des Bundesgesundheits-surveys 1998 (BGS), in dem Informationen über insgesamt 7124 Personen enthalten sind (zum BGS vgl. Stolzenberg 2000; Bellach 1999).⁵ Im Zentrum

ner, muss er aber normalerweise mit Zuzahlungen oder Leistungseinschränkungen rechnen.

⁴ Bei der Independent Practice Association (IPA) wird die Versorgung der Versicherten durch Verträge der HMO mit einer Arbeitsgemeinschaft von Einzelpraxen gesichert.

⁵ Zu beachten ist, dass der Datensatz nur bedingt repräsentativ ist, da ausschließlich deutschsprachige Personen befragt wurden. Dabei wurden nur die Personen in die

unserer Analyse steht die Frage nach den Determinanten, die die Häufigkeit von Arztbesuchen signifikant beeinflussen. Die Zahl der Arztbesuche wird im BGS durch folgende Frage erhoben: „Welchen (welche) der folgenden Ärzte, Zahnarzt eingeschlossen, haben Sie in den letzten 12 Monaten in Anspruch genommen und wie häufig (Hausbesuche mitgerechnet)?“

Die Befragten hatten zum einen die Möglichkeit, grundsätzlich zu beantworten, ob Sie einen der folgenden Ärzte in dem fraglichen Zeitraum in Anspruch genommen haben; zum anderen konnten sie zusätzlich die absolute Zahl der Konsultationen für jede der folgenden Arztgruppen angeben: (1) „Praktischer Arzt, Arzt für Allgemeinmedizin“, (2) „Internist“, (3) „Frauenarzt/Gynäkologe“, (4) „Augenarzt“, (5) „Orthopäde“, (6) „Hals-Nasen-Ohrenarzt“, (7) „Nervenarzt, Psychiater“, (8) „Psychotherapeut“, (9) „Chirurg“, (10) „Arzt für Naturheilkunde“, (11) „Arzt für Homöopathie“, (12) „Hautarzt“, (13) „Röntgenarzt, Radiologe“, (14) „Urologe“, (15) „Werks-, Betriebsarzt oder Arbeitsmediziner“, (16) „Arzt für öffentliches Gesundheitswesen, Amtsarzt“, (17) „sonstiger Arzt, und zwar: ...“, (18) „Zahnarzt“. Die Zahl der Arztbesuche kann durch einfaches Aufsummieren der hierbei für jeden Arzttyp gemachten Angaben erfolgen. Um bei diesem Vorgehen möglichst für alle Befragten vergleichbare Informationen zu generieren, wurde grundsätzlich auf die Einbeziehung folgender Arzttypen verzichtet: „Arzt für Naturheilkunde“, „Arzt für Homöopathie“, „Werks-, Betriebsarzt oder Arbeitsmediziner“, „Arzt für öffentliches Gesundheitswesen, Amtsarzt“, „Zahnarzt“ und „sonstige Ärzte“. Um geschlechtsspezifische Verzerrungen zu vermeiden, wurden Gynäkologenbesuche bei der Berechnung der Zahl der Arztkonsultationen ebenfalls nicht berücksichtigt.

Stichprobe aufgenommen, die sich nach telefonischer Rücksprache ausreichend in deutscher Sprache verständigen konnten und angaben, am Arbeitsplatz oder in der häuslichen Umgebung regelmäßig deutsch zu sprechen. Konnten sie dies nicht, wurden diese Personen als qualitätsneutrale Ausfälle definiert (MFJFG NRW 2002: 15). Darüber hinaus sind die Daten zwar einige Jahre alt und in absehbarer Zeit werden mit den telefonischen Gesundheitssurveys des Robert-Koch-Instituts (vgl. Thode et al. 2005) neuere Daten vorliegen. Da wir jedoch an der Frage interessiert sind, ob die Verfügbarkeit eines Hausarztes sozusagen „von selbst“ zur Reduzierung der Zahl der (Fach-)Arztbesuche führt, sind diese älteren Daten nach wie vor für unseren Untersuchungszweck geeignet. Zukünftige Analysen könnten sich dann mit Veränderungen der Wirkung der Hausarztbindung im Zeitverlauf unter Nutzung neuer Datenquellen beschäftigen.

Um den Einfluss unterschiedlicher erklärender Variablen auf die Zahl der Arztbesuche innerhalb eines Jahres zu überprüfen, bietet sich die Schätzung multivariater Tobit-Regressionen an. Tobit-Modelle sind eine Abwandlung des Probit-Modells und eignen sich sehr gut zur Analyse von zweistufigen Prozessen. Zwar sind wir primär an den Determinanten der Zahl der Arztbesuche interessiert, jedoch ist anzunehmen, dass es sich hierbei um eine „begrenzt“ abhängige Variable handelt. Begrenzt abhängig bedeutet, dass variierende Werte nur für solche Personen verfügbar sind, die überhaupt einen Arzt besucht haben. Mit anderen Worten bildet unsere abhängige Variable einen zweistufigen Entscheidungsprozess ab, in dem sich die Individuen zunächst entscheiden müssen, ob sie einen Arzt aufsuchen oder nicht. Finden überhaupt Arztbesuche statt, stellt sich dann die Frage, wie häufig dies vorkommt. Bei der Analyse solcher zweistufigen Prozesse ist das Tobit-Verfahren einer OLS-Regression vorzuziehen (vgl. z.B. Gujarati 2003: 616-619).

Die für uns wesentliche erklärende Variable, ob die Befragten einen Hausarzt haben oder nicht, wird im BGS durch folgende Frage erhoben: „Haben Sie einen Hausarzt, den Sie im Regelfall zuerst bei gesundheitlichen Problemen aufsuchen?“

Die Befragten konnten mit „ja“ oder „nein“ antworten; unterblieb eine Antwort, wurde dies innerhalb der entsprechenden Variable im Rohdatensatz als „fehlender Wert“ gekennzeichnet. Entsprechend der beiden Antwortkategorien wurde die Variable „Hausarztpräsenz“ als dichotome Dummy-Variable in die Regressionen einbezogen, wobei mit ‚0‘ kodiert wurde („Referenzgruppe“), wenn die Befragten über keinen Hausarzt verfügen. Fehlende Werte wurden in einer eigenen Dummy-Variable berücksichtigt.

Ferner wurden bis zu acht weitere erklärende „Variablenblöcke“ in die Schätzungen aufgenommen, die für unser Vorhaben in erster Linie als Kontrollvariablen fungieren sollten. All diese Variablen sind kategoriale Daten, deren einzelne Ausprägungen als dichotome Dummy-Variable in die Berechnungen einbezogen wurden. Bei diesen Variablenblöcken handelt es sich im Einzelnen um Informationen zum Geschlecht, zum Gesundheitszustand (Liegt eine chronische Erkrankung vor? Wie wird der eigene Gesundheitszustand eingeschätzt?), zum Alter, zum (gewichteten) Pro-Kopf-Einkommen,⁶ zum

⁶ Es wird eine von der OECD vorgeschlagene Skala verwendet, die der ersten erwachsenen Person im Haushalt ein Gewicht von 1 zuordnet und für weitere Erwachsene ein

Der Hausarzt als Lotse?

Erwerbsstatus, zum Haushaltsstatus sowie zur Wohnregion (alte oder neue Bundesländer) der Befragten. Soweit fehlende Werte in den Rohdaten vorhanden sind, werden diese Befragungspersonen in eigenen „Missing-Variablen“ erfasst und ebenfalls bei den Schätzungen berücksichtigt. Die detaillierten Ausprägungen der in unserer Analyse verwendeten erklärenden Variablen sind Tabelle 1 zu entnehmen.

Tabelle 1: Erklärende dichotome Variablen in den Tobit-Schätzungen

	arith. Mittel		arith. Mittel		arith. Mittel
Hausarzt		Haushaltseink.		Erwerbsstatus	
missing	0,02	missing	0,22	missing	0,05
nein* / ja	0,86	1. Quintil	0,16	erwerbstätig*	0,59
Geschlecht		2. Quintil	0,15	arbeitslos	0,07
Mann* / Frau	0,52	3. Quintil*	0,17	nicht erwerbstätig	0,29
chronisch krank		4. Quintil	0,15	Haushalt	
nein* / ja	0,21	5. Quintil	0,14	missing	0,03
Gesundheitszust.		Alter		alleinstehend	0,20
missing	0,02	18-29 Jahre	0,18	Paar ohne Kind*	0,43
Ausgez. / sehr gut	0,19	30-39 Jahre	0,22	alleinerziehend	0,05
gut*	0,61	40-49 Jahre*	0,18	Paar mit Kind(ern)	0,29
weniger gut / schlecht	0,17	50-59 Jahre	0,19	Region	
		60-69 Jahre	0,15	alte*, neue BL	0,34
		>=70 Jahre	0,08		

* Referenzgruppe

Quelle: Bundesgesundheitsurvey 1998 (eigene Berechnungen)

Um den Einfluss der erklärenden Variablen auf die Zahl der Arztbesuche zu untersuchen, wurden drei Modelle mit jeweils einer Variation der abhängigen Variable geschätzt. In *Modell 1* wurden bei der Berechnung der Zahl der Arztbesuche auch die Konsultationen von praktischen Ärzten sowie Internisten mit einbezogen. In *Modell 2* wurde die Zahl der Besuche eines praktischen Arztes und in *Modell 3* zusätzlich die Zahl der Internistenkonsultatio-

Gewicht von 0,5 sowie für Kinder ein Gewicht von 0,3 vorsieht (vgl. Faik 1997: 16). Auf Basis dieses gewichteten Pro-Kopf-Einkommens wird jede Befragungsperson dabei einem von fünf Einkommensquintilen zugeordnet, wobei das 1. Quintil die Gruppe „einkommensärmster“ und das 5. Quintil die Gruppe „einkommensreichster“ Personen umfasst.

nen ausgeschlossen. Dies erschien uns deshalb notwendig, weil in Deutschland i. d. R. praktische Ärzte und unter Umständen Internisten als „Hausärzte“ praktizieren. Der Ausschluss dieser Arztgruppen bei der Generierung der abhängigen Variable in *Modell 2* und *3* ermöglicht so eine Untersuchung der Zahl der Arztbesuche in Abhängigkeit von der Hausarztpräsenz, ohne dass die Hausarztbesuche selbst mit in die erklärende Variable einfließen.

Schließlich ist noch darauf hinzuweisen, dass einzelne Befragungspersonen keine gültige Antwort auf die Frage nach der Häufigkeit von Arztbesuchen gegeben haben. Sollte dies bei mindestens einer der von uns berücksichtigten Kategorien der Fall sein, wird diese Befragungsperson von der Analyse ausgenommen. Insofern wurden von den ursprünglich im Datensatz vorhandenen 7.124 Personen in den Schätzungen von *Modell 1* insgesamt 6.604, in den Schätzungen von *Modell 2* insgesamt 6.654 und in den Schätzungen von *Modell 3* insgesamt 6.683 Personen berücksichtigt; die entsprechenden deskriptiven Statistiken zu den abhängigen Variablen in den drei unterschiedlichen Schätzmodellen sind Tabelle 2 zu entnehmen.

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken zu den abhängigen Variablen der Regressionsmodelle 1 bis 3

	N	Min.	Max.	Arith. Mittel	Std.-abw.
alle Arztbesuche (Modell 1)	6.604	0	117	7,46	9,76
alle Arztbesuche (ohne prakt. Ärzte) (Modell 2)	6.654	0	95	4,08	7,38
alle Arztbesuche (ohne prakt. Ärzte & Internisten) (Modell 3)	6.683	0	93	3,32	6,39

Quelle: Bundesgesundheitsurvey 1998/99 (eigene Berechnungen)

4. Ergebnisse

Bevor die multivariaten Schätzergebnisse vorgestellt werden, zeigt Tabelle 3 (gegenüber) die durchschnittliche Zahl der Arztbesuche getrennt für die später im Modell verwendeten erklärenden Variablen. Dabei werden die Durchschnittswerte für *Modell 1* (Zahl aller Arztbesuche), *Modell 2* (Zahl aller

Der Hausarzt als Lotse?

Tabelle 3: Durchschnittliche Zahl der Arztbesuche nach unterschiedlichen sozio-ökonomischen Merkmalen

	<i>Westdeutschland</i>			<i>Ostdeutschland</i>		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
<i>Hausarzt</i>						
nein	4,6	3,6	2,9	3,2	1,9	1,5
ja	7,8	4,3	3,4	8,2	4,2	3,5
<i>Geschlecht</i>						
Mann	6,6	3,6	3,0	6,8	3,5	2,8
Frau	8,2	4,7	3,7	8,4	4,4	3,6
<i>chronisch krank</i>						
nein	6,0	3,5	2,9	5,4	2,8	2,4
ja	13,2	6,9	5,3	13,9	7,2	5,6
<i>Gesundheitszustand</i>						
ausgezeichnet/sehr gut	3,6	2,0	1,7	3,3	1,6	1,4
gut	6,8	3,9	3,2	6,8	3,4	2,8
weniger gut/schlecht	14,2	7,8	6,0	15,3	8,5	6,8
<i>Alter</i>						
18-29 Jahre	5,2	2,9	2,5	5,1	2,6	2,4
30-39 Jahre	5,4	3,2	2,8	5,5	3,0	2,5
40-49 Jahre	6,3	3,5	2,9	5,9	3,0	2,6
50-59 Jahre	8,7	5,3	4,2	8,6	4,9	3,9
60-69 Jahre	10,5	5,6	4,0	11,3	5,6	4,2
>= 70 Jahre	12,1	6,1	4,8	13,1	6,2	4,7
<i>Haushaltseinkommen</i>						
1. Quintil	8,1	4,2	3,3	7,5	3,7	3,2
2. Quintil	7,9	4,2	3,4	7,6	3,9	3,2
3. Quintil	7,8	4,6	3,8	8,3	4,3	3,2
4. Quintil	7,2	4,4	3,6	6,2	3,6	2,9
5. Quintil	6,4	3,9	3,2	6,6	3,8	2,8
<i>Erwerbsstatus</i>						
erwerbstätig	5,9	3,4	2,9	5,4	2,8	2,4
arbeitslos	8,5	4,9	4,3	7,7	4,0	3,5
nicht-erwerbstätig	9,8	4,9	4,3	12,0	6,0	4,6
<i>Haushaltsstatus</i>						
alleinlebend	8,2	4,8	3,8	8,3	4,0	3,4
Paar ohne Kind	8,5	4,8	3,8	8,6	4,6	3,6
alleinerziehend	6,0	3,6	3,1	7,1	3,8	3,4
Paar mit Kind(ern)	5,4	2,8	2,4	5,6	2,9	2,5
<i>Region</i>						
alte Bundesländer	7,4	4,2	3,4	–	–	–
neue Bundesländer	–	–	–	7,6	3,9	3,2
n	4.376	4.409	4.426	2.228	2.245	2.257

Modell 1 = alle Arztbesuche / Modell 2 = ohne prakt. Ärzte / Modell 3 = ohne prakt. Ärzte & Internisten

Quelle: Bundesgesundheitsurvey 1998/99 (eigene Berechnungen)

Arztbesuche ohne praktische Ärzte) und *Modell 3* (Zahl der Arztbesuche ohne praktische Ärzte und Internisten) getrennt ausgewiesen. In dieser deskriptiven Darstellung zeigt sich, dass Personen mit Hausarzt zum Teil deutlich häufiger einen Arzt aufsuchen als Personen ohne Hausarztbindung. Personen mit Hausarzt berichten so in den alten Bundesländern jährlich von rund 7,8 und Personen ohne Hausarzt von lediglich 4,6 Arztbesuchen. Diese Unterschiede reduzieren sich jedoch deutlich, wenn die Hausarztbesuche selbst nicht mitberücksichtigt werden (2,9 vs. 3,4 durchschnittliche Arztbesuche in *Modell 3*). In den neuen Ländern sind die Unterschiede deutlicher als im Westen und bleiben auch dann noch robust, wenn Hausarzt- bzw. Internistenbesuche nicht berücksichtigt werden (*Modell 3*).

Ob diese deskriptiven Unterschiede einen tatsächlichen Zusammenhang darstellen oder aber nur scheinbar existieren, da z.B. chronisch Kranke nicht nur häufiger einen Arzt aufsuchen, sondern wegen ihrer besonderen Situation wahrscheinlich auch überdurchschnittlich häufig einen Hausarzt haben, kann erst durch die spätere multivariate Analyse festgestellt werden. Das gilt ebenso für die in *Tabelle 3* dargestellten Zusammenhänge zwischen den einzelnen sozio-ökonomischen Variablen und der durchschnittlichen Zahl der jährlichen Ärztekonsultationen. Wie kaum anders zu erwarten gibt es erhebliche Unterschiede entsprechend des Gesundheitszustandes der Stichprobenmitglieder: Kranke gehen deutlich häufiger zum Arzt als Gesunde. Neben diesem trivialen Zusammenhang zeigen im Übrigen auch die anderen Einflussfaktoren – wie etwa die Haushalts- und Einkommenssituation oder aber der Erwerbsstatus – einen mehr oder weniger deutlichen Einfluss auf die durchschnittliche Zahl der jährlichen Arztbesuche. Ob die genannten Faktoren die Zahl der Arztbesuche unmittelbar oder aber nur mittelbar (über die Beeinflussung des Gesundheitszustandes) beeinflussen, wird die folgende multivariate Regressionsanalyse zeigen.

In den *Tabellen 4 bis 6* (Seiten 384-386) werden die Regressionskoeffizienten der vorgenommenen Tobit-Schätzungen dokumentiert. Bei der Interpretation werden wir uns insbesondere auf den uns interessierenden Zusammenhang zwischen der Hausarztbindung und der Häufigkeit von Arztbesuchen konzentrieren. Wie bereits erwähnt, fungieren die anderen Variablen in der Hauptsache als Kontrollvariablen, weshalb eine detaillierte Beschreibung und Interpretation der Ergebnisse unterbleibt. Gleichwohl soll aber auf das ein oder andere interessante Ergebnisse am Rande aufmerksam gemacht werden.

Das Hauptergebnis unserer Analyse ist, dass die aufgestellte „Lotsen-Hypothese“ auf Basis unserer Analysen *verworfen* werden muss. In unserem Modell sorgt die Konsultation von Hausärzten – unter Kontrolle wesentlicher sozio-ökonomischer Einflussfaktoren – offenbar nicht für eine Reduktion der Zahl der Arztbesuche. Im Gegenteil lässt sich in den Gesamtschätzungen in allen drei Modellen (jeweils erste Spalte *Tabelle 4 bis 6*) sogar eine signifikante Erhöhung der Zahl der Arztkonsultationen für Patienten nachweisen, die einen Hausarzt haben (vgl. dazu auch die Ergebnisse von Thode et al. 2005). Das heißt, dass nicht ohne weiteres mit einer Kostenreduktion durch eine verringerte Inanspruchnahme ambulanter Gesundheitsleistungen zu rechnen ist, wenn Patienten im Krankheitsfall zuerst ihren Hausarzt aufsuchen.

Für *Modell 1*, das alle Arztbesuche mit einbezieht, ist dieser Befund im Wesentlichen auch dann robust, wenn getrennte Schätzungen für Männer und Frauen bzw. für Patienten aus den alten und aus den neuen Bundesländern durchgeführt werden. *Modell 2* (Arztbesuche ohne praktische Ärzte) und *Modell 3* (Arztbesuche ohne praktische Ärzte und Internisten) weisen bei einer geschlechtsspezifischen Analyse hingegen widersprüchliche Ergebnisse auf. Im ersten Fall lässt sich nur für Männer und im zweiten Fall lediglich für Frauen ein schwach signifikanter, positiver Zusammenhang zwischen Hausarztbindung und der Zahl der Arztbesuche feststellen. Des Weiteren machen die Befunde deutlich, dass sich in den neuen Bundesländern auch dann die Zahl der Arztbesuche von Patienten mit Hausarztbindung erhöht, wenn weder praktische Ärzte noch Internisten bei der Berechnung berücksichtigt werden. Ein solcher Zusammenhang lässt sich für Westdeutschland nicht nachweisen. Eine Erklärung für diesen Ost-West-Unterschied könnte möglicherweise in den noch in der Gegenwart nachwirkenden Organisationsunterschieden der ambulanten Gesundheitsversorgung zwischen der DDR und der Bundesrepublik zu finden sein. Zwar wurde schon vor der Vereinigung beider deutscher Staaten im Staatsvertrag über die „Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion“ im Mai 1990 festgelegt, dass die staatlich dominierte ambulante Versorgung nach westdeutschem Vorbild „privatisiert“ werden sollte. Dennoch hörten auch nach der 1991 einsetzenden ‚Niederlassungswelle‘ nicht alle Polikliniken auf zu existieren. Insbesondere in Berlin und Brandenburg gab es erfolgreiche Bestrebungen, Polikliniken zu erhalten und in so genannte „Gesundheitszentren“ umzuwandeln (BMGS 2004: 80). Somit ist durchaus denkbar, dass durch die in diesen Gesundheitszentren bestehende räumliche Nähe

Tabelle 4: Einfluss auf die Zahl der Arztbesuche in den vergangenen 12 Monaten (Modell 1: alle Ärzte), Regressionskoeffizienten (Tobit-Schätzung)

	<i>gesamt</i>	<i>Mann</i>	<i>Frau</i>	<i>alte BL</i>	<i>neue BL</i>
<i>Hausarzt</i>					
nein	RG	RG	RG	RG	RG
ja	3,27**	2,92**	3,64**	2,74**	4,22**
<i>Geschlecht</i>					
Mann	RG	/	/	RG	RG
Frau	1,04**	/	/	1,18**	0,83*
<i>chronisch krank</i>					
nein	RG	RG	RG	RG	RG
ja	5,48**	4,77**	6,00**	5,06**	5,99**
<i>Gesundheitszustand</i>					
ausgezeichnet/sehr gut	-2,58**	-2,30**	-2,91**	-2,70**	-2,35**
gut	RG	RG	RG	RG	RG
weniger gut/schlecht	6,00**	5,09**	6,75**	5,78**	6,30**
<i>Alter</i>					
18-29 Jahre	0,09	0,55	-0,25	-0,19	0,45
30-39 Jahre	0,19	0,19	0,30	-0,19	0,83
40-49 Jahre	RG	RG	RG	RG	RG
50-59 Jahre	0,91*	1,42**	0,52	0,88	0,87
60-69 Jahre	1,19*	1,09	0,78	1,11	0,62
>= 70 Jahre	2,15**	1,79*	1,76*	2,07**	1,58
<i>Haushaltseinkommen</i>					
1. Quintil	-0,26	-0,12	-0,48	0,15	-0,87
2. Quintil	-0,06	0,59	-0,68	0,30	-0,58
3. Quintil	RG	RG	RG	RG	RG
4. Quintil	0,01	0,01	0,04	0,25	-0,56
5. Quintil	0,01	-0,23	0,49	-0,28	1,04
<i>Erwerbsstatus</i>					
erwerbstätig	RG	RG	RG	RG	RG
arbeitslos	0,83	1,14	0,65	0,77	1,22*
nicht-erwerbstätig	1,30**	3,00**	0,46	0,77	2,95**
<i>Haushaltsstatus</i>					
alleinlebend	0,72*	0,29	1,29**	0,61	0,73
Paar ohne Kind	RG	RG	RG	RG	RG
alleinerziehend	1,20*	0,08	2,00*	0,81	1,82*
Paar mit Kind(ern)	-0,61	-0,31	-0,59	-1,12*	0,23
<i>Region</i>					
alte Bundesländer	RG	RG	RG	RG	RG
neue Bundesländer	-0,33	-0,38	-0,35	/	/
Konstante	0,97	0,95	1,93*	1,95**	-0,93
R ²	0,03	0,037	0,032	0,029	0,051
n	6.604	3.227	3.377	4376	2228
links zensiert	704	416	288	442	262

RG = Referenzgruppe; Signifikanzniveau: * $p <= 0,05$ ** $p <= 0,01$

Quelle: Bundesgesundheitsurvey 1998/99

Der Hausarzt als Lotse?

Tabelle 5: Einfluss auf die Zahl der Arztbesuche in den vergangenen 12 Monaten (Modell 2: ohne praktische Ärzte), Regressionskoeffizienten (Tobit-Schätzung)

	<i>gesamt</i>	<i>Mann</i>	<i>Frau</i>	<i>alte BL</i>	<i>neue BL</i>
<i>Hausarzt</i>					
nein	RG	RG	RG	RG	RG
ja	1,06**	0,98*	1,15	0,19	2,73**
<i>Geschlecht</i>					
Mann	RG	/	/	RG	RG
Frau	1,13**	/	/	1,27**	0,87*
<i>chronisch krank</i>					
nein	RG	RG	RG	RG	RG
ja	3,37**	2,92**	3,72**	3,02**	3,73**
<i>Gesundheitszustand</i>					
ausgezeichnet/sehr gut	-2,52**	-2,29**	-2,68**	-2,74**	-2,08**
gut	RG	RG	RG	RG	RG
weniger gut/schlecht	4,34**	3,49**	5,07**	3,82**	5,19**
<i>Alter</i>					
18-29 Jahre	-0,10	-0,19	0,04	-0,46	0,40
30-39 Jahre	0,40	0,12	0,81	0,01	1,02
40-49 Jahre	RG	RG	RG	RG	RG
50-59 Jahre	1,31**	1,41**	1,27*	1,33*	1,08
60-69 Jahre	0,52	0,47	-0,05	0,60	-0,33
>= 70 Jahre	0,79	1,03	-0,05	1,05	-0,21
<i>Haushaltseinkommen</i>					
1. Quintil	-1,17**	-1,05	-1,27*	-1,16*	-1,21
2. Quintil	-0,61	-0,78	-0,43	-0,39	-0,88
3. Quintil	RG	RG	RG	RG	RG
4. Quintil	0,29	-0,02	0,69	0,35	0,09
5. Quintil	0,38	-0,04	1,02	0,07	1,07
<i>Erwerbsstatus</i>					
erwerbstätig	RG	RG	RG	RG	RG
arbeitslos	0,28	-0,11	0,72	0,22	0,58
nicht-erwerbstätig	1,13**	2,32**	0,54	0,70	2,59**
<i>Haushaltsstatus</i>					
alleinlebend	0,67	0,24	1,49**	0,88*	0,07
Paar ohne Kind	RG	RG	RG	RG	RG
alleinerziehend	0,65	-0,30	1,38	0,63	0,62
Paar mit Kind(ern)	-1,00**	-0,72	-1,07	-1,41**	-0,36
<i>Region</i>					
alte Bundesländer	RG	RG	RG	RG	RG
neue Bundesländer	-0,61*	-0,58	-0,64	/	/
Konstante	-0,88	-0,31	-0,38	0,39	-3,58**
R ²	0,023	0,027	0,021	0,020	0,034
n	6654	3246	3408	4409	2245
links zensiert	2229	1185	1044	1430	799

RG = Referenzgruppe; Signifikanzniveau: * $p <= 0,05$ ** $p <= 0,01$

Quelle: Bundesgesundheitsurvey 1998/99

Tabelle 6: Einfluss auf die Zahl der Arztbesuche in den vergangenen 12 Monaten (Modell 3: ohne praktische Ärzte und Internisten), Regressionskoeffizienten (Tobit-Schätzung)

	gesamt	Mann	Frau	alte BL	neue BL
<i>Hausarzt</i>					
nein	RG	RG	RG	RG	RG
ja	1,01**	1,31	1,16*	0,12	2,66**
<i>Geschlecht</i>					
Mann	RG	/	/	RG	RG
Frau	0,91**	/	/	0,97**	0,79*
<i>chronisch krank</i>					
nein	RG	RG	RG	RG	RG
ja	2,60**	2,03**	3,06**	2,33**	2,78**
<i>Gesundheitszustand</i>					
ausgezeichnet/sehr gut	-2,37**	-2,31**	-2,36**	-2,65**	-1,85**
gut	RG	RG	RG	RG	RG
weniger gut/schlecht	3,67**	3,14**	4,11**	3,13**	4,56**
<i>Alter</i>					
18-29 Jahre	0,19	-0,23	0,60	-0,08	0,55
30-39 Jahre	0,48	0,02	1,07	0,23	0,80
40-49 Jahre	RG	RG	RG	RG	RG
50-59 Jahre	0,80*	0,68	0,96	0,83	0,58
60-69 Jahre	-0,20	-0,40	-0,57	-0,28	-0,55
>= 70 Jahre	0,33	0,16	-0,15	0,51	-0,38
<i>Haushaltseinkommen</i>					
1. Quintil	-0,92*	-0,90	-0,94	-1,29*	-0,42
2. Quintil	-0,52	-0,64	-0,36	-0,55	-0,39
3. Quintil	RG	RG	RG	RG	RG
4. Quintil	0,19	-0,08	0,56	0,06	0,31
5. Quintil	0,28	0,02	0,72	-0,14	0,82
<i>Erwerbsstatus</i>					
erwerbstätig	RG	RG	RG	RG	RG
arbeitslos	0,62	0,24	1,04	0,80	0,67
nicht-erwerbstätig	0,87*	2,12**	0,34	0,56	1,88**
<i>Haushaltsstatus</i>					
alleinlebend	0,43	0,29	0,93*	0,45	0,21
Paar ohne Kind	RG	RG	RG	RG	RG
alleinerziehend	0,50	-0,13	0,94	0,44	0,53
Paar mit Kind(ern)	-1,04**	-0,60	-1,34**	-1,45**	-0,40
<i>Region</i>					
alte Bundesländer	RG	RG	RG	RG	RG
neue Bundesländer	-0,43	-0,54	-0,35	/	/
Konstante	-1,31*	-0,73	-1,08	0,12	-3,97**
R ²	0,019	0,020	0,018	0,016	0,030
n	6683	3254	3429	4426	2257
links zensiert	2568	1355	1213	1674	894

RG = Referenzgruppe; Signifikanzniveau: * $p < 0,05$ ** $p < 0,01$

Quelle: Bundesgesundheitsurvey 1998/99

zwischen Allgemeinmedizinerinnen und Fachärzten die erhöhte Zahl der Spezialistenbesuche in den Neuen Ländern zumindest zum Teil zu erklären ist. Darüber hinaus ist offen, ob die heterogenen geschlechtsspezifischen Ergebnisse in *Modell 2 und 3* möglicherweise auch durch einen hier nicht näher zu beleuchtenden Ost-West-Unterschied verursacht werden. Dies zu analysieren muss nachfolgenden Untersuchungen vorbehalten bleiben.

Bezüglich des Einflusses der übrigen Kontrollvariablen lässt sich festhalten, dass erwartungsgemäß der *Gesundheitszustand* die Zahl der Arztbesuche in eindeutiger Weise beeinflusst. So erhöht sich die Zahl der Konsultationen bei chronisch Kranken sowie bei Patienten mit eher schlechtem Gesundheitszustand signifikant. Dies ist in allen drei geschätzten Modellen nachzuweisen.

Auch das Merkmal „*Geschlecht*“ erweist sich in allen vorgenommenen Schätzungen als signifikanter Erklärungsfaktor. Demnach konsultieren Frauen signifikant häufiger als Männer einen Arzt.

Unter Kontrolle des Gesundheitszustandes hat das *Alter* der Patienten nur einen untergeordneten Einfluss auf die Häufigkeit von Arztbesuchen. Anhand der signifikanten Koeffizienten lässt sich lediglich im *Gesamtmodell 1* ablesen, dass offenbar die Konsultationshäufigkeit mit dem Alter zunimmt. Statistisch relevante Trends lassen sich allerdings weder in den geschlechts- noch in den regionalspezifischen Analysen nachweisen.

In den von uns vorgenommenen Analysen gibt es kaum statistisch relevante Zusammenhänge zwischen dem *Einkommen* und der Zahl der Arztbesuche. Einige wenige Schätzergebnisse zeigen zumindest, dass offenbar die ärmste Einkommensgruppe im Vergleich zum mittleren Einkommensquintil signifikant seltener einen Arzt aufsucht.

Im Zusammenhang mit dem *Erwerbsstatus* zeigen sich deutliche geschlechts- und regionalspezifische Unterschiede. Nicht erwerbstätige Ostdeutsche, sowie nicht-erwerbstätige Männer konsultieren häufiger einen Arzt als vergleichbare Erwerbstätige. Demgegenüber besteht kein Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und der Zahl der Arztbesuche (einzige Ausnahme: ostdeutsche Arbeitslose in *Modell 1*).

Der *Haushaltsstatus* hat insbesondere bei Frauen einen Einfluss auf die Zahl der Arztbesuche. So gehen kinderlose allein lebende Frauen unabhängig von dem der Schätzung zugrunde liegenden Modell häufiger zum Arzt als kinderlose Frauen, die in einer Partnerschaft leben. Zusätzlich zeigt *Modell 3* eine signifikant reduzierte Zahl der Facharztbesuche von Müttern, die

mit einem Partner zusammenleben. Demgegenüber hat der Haushaltsstatus keinen statistisch nachweisbaren Einfluss auf die Zahl der Arztbesuche von Männern.

Hinsichtlich der *Ost-West-Unterschiede* lässt sich sagen, dass die regional-spezifischen Analysen einige Unterschiede hinsichtlich der Einflüsse einzelner Variablen zeigen, dass sich jedoch insgesamt in nahezu keiner der Schätzungen statistisch relevante Unterschiede zwischen den alten und den neuen Bundesländern nachweisen lassen.

5. Zusammenfassung und Fazit

Durch das im Jahr 2004 in Kraft getretene Gesundheitsmodernisierungsgesetz wurden Krankenkassen angehalten, Hausarztssysteme für die Versicherten anzubieten. Durch die Etablierung eines solchen „Hausarztmodells“ erhofft man sich, Effizienzreserven im System der ambulanten Gesundheitsversorgung zu erschließen. Hintergrund ist dabei der Gedanke, dass Patienten, denen ein „uneingeschränkter“ Besuch von Fachärzten möglich ist, die Zahl der Arztbesuche und dadurch auch die von der Versichertengemeinschaft zu tragenden Kosten in die Höhe treiben. Überflüssige Arztbesuche sollen in Zukunft dadurch vermieden werden, dass der aufzusuchende Hausarzt im Krankheitsfall als „Lotse“ des Patienten im System der ambulanten Versorgung dient. Durch die Fachkompetenz des Hausarztes einerseits und durch das besondere Vertrauensverhältnis zwischen ihm und seinen Patienten andererseits soll so eine Kostenreduktion erreicht werden, ohne dass damit eine Qualitätsminderung der ambulanten Versorgung verbunden wäre, da nur „überflüssige“, jedoch nicht „medizinisch notwendige“ Untersuchungen bei Fachärzten zur Disposition stehen.

Vor diesem Hintergrund haben wir uns die Frage gestellt, ob sich ein solcher „Lotseneffekt“ empirisch nachweisen lässt. Gerade die während unseres Untersuchungszeitraums Ende der 1990er Jahre aktuelle Situation, in der eine Wahlmöglichkeit für Patienten bestand, ist für unser Vorhaben ideal, Unterschiede im Verhalten einzelner Patientengruppen zu analysieren. Hinzu kommt, dass mit dem Bundesgesundheitsurvey (zumindest für die deutschsprachige Wohnbevölkerung) eine repräsentative Datenquelle zur Verfügung steht, mit deren Hilfe unsere Forschungsfrage beantwortet werden kann. Insbesondere die spezifische Fragestellung bei den Interviews, ob die Befragten

einen „Hausarzt“ haben, „den Sie im Regelfall zuerst [!] bei gesundheitlichen Problemen aufsuchen“, ist für unser Vorhaben bestens geeignet.

Vor diesem Hintergrund stimmen unsere Untersuchungsergebnisse skeptisch, ob durch die Einführung von „Hausarztmodellen“ tatsächlich mutmaßliche Effizienzreserven erschlossen werden können. Im Gegenteil zeigen unsere Befunde, dass die Tatsache, dass Patienten einen Hausarzt haben, insgesamt eher zu einer Erhöhung der Zahl der Arztkonsultationen bei diesen Patienten führt. Überraschenderweise stehen diese Befunde trotz der hochgradig unterschiedlichen Gesundheitssysteme in Übereinstimmung mit US-amerikanischen Untersuchungen von Gatekeeper-Modellen (vgl. z.B. Joyce et al. 2000). Unsere differenzierten Analysen haben des Weiteren gezeigt, dass zumindest in den alten Bundesländern diese erhöhte Besuchshäufigkeit vor allem auf die Hausarztbesuche selbst zurückzuführen ist. Betrachtet man lediglich die Zahl der Facharztbesuche, so ergibt sich in Westdeutschland hingegen weder ein positiver noch ein negativer statistisch nachweisbarer Zusammenhang zwischen der Verfügbarkeit eines Hausarztes und der Zahl der Facharztbesuche. In den neuen Bundesländern erhöht sich darüber hinaus durch die Inanspruchnahme eines Hausarztes sogar die Zahl der Facharztbesuche signifikant.

Würden Hausärzte grundsätzlich als Lotsen fungieren, wäre bei den Patienten mit Hausarztbindung mit einer signifikanten Reduktion der Zahl der Facharztbesuche zu rechnen gewesen. Wie dargestellt kann unser Befund diese Reduktion jedoch *nicht* nachweisen. So wird deutlich, dass es in entscheidender Weise von der institutionellen Ausgestaltung zukünftiger Hausarztmodelle abhängen wird, inwieweit tatsächlich Einsparungen durch die Umsetzung solcher gesundheitspolitischer Instrumente erzielt werden können. Insbesondere die Vernetzung der Akteure sowie die Anpassung der fachlichen Kompetenz der Hausärzte an die neuen Herausforderungen dürften von großer Bedeutung sein.

Bei der Ausgestaltung zukünftiger Hausarztmodelle ist darüber hinaus darauf zu achten, dass Effizienzsteigerungen nicht zu einer Reduktion der Behandlungsqualität führen sollten. Auch hier gibt es noch weiteren Forschungsbedarf. Ein Blick auf die US-amerikanische Forschungsliteratur liefert z.B. hinsichtlich des Zusammenhangs zwischen Gatekeeper-Modellen, Kostenentwicklung und Qualitätsauswirkungen je nach Analyseschwerpunkt und Forschungsdesign widersprüchliche Befunde (vgl. z.B. Rask et al. 1999; Kapur et al. 2000; Pati et al. 2003).

Die jüngste Debatte um die Wirkung der in Deutschland eingeführten Praxisgebühr macht ebenfalls deutlich, dass bei den Bemühungen um Effizienzsteigerungen die damit zusammenhängende Entwicklung der Leistungsqualität nicht außer Acht gelassen werden darf. So führte die Praxisgebühr sowohl zu einem Rückgang der Arztbesuche (Ärztezeitung 2005) als auch zu einer Stärkung des Hausarztes, da sich mehr Patienten von ihrem Hausarzt überweisen lassen (Zok 2005). Diese ersten Erfahrungen scheinen zu belegen, dass durch ein solches „Eintrittsgeld“ die Zahl der Arztbesuche und dadurch auch die Kosten der ambulanten Gesundheitsversorgung gesenkt werden können (KBV 2004). Allerdings ist bislang noch offen, ob Effizienzsteigerungen durch eine nicht zu vernachlässigende Qualitätsminderung erkauft werden.

Um grundsätzlich mehr Klarheit über den Zusammenhang zwischen Art und Häufigkeit von Arztbesuchen einerseits und der Behandlungsqualität bzw. dem Behandlungserfolg andererseits zu schaffen, sollten in Zukunft repräsentative Längsschnittanalysen durchgeführt werden. Unabhängig von den hier dargestellten Ergebnissen bleibt somit die Frage offen, inwieweit Hausarztssysteme zur Verbesserung der *Qualität* der Versorgungsstrukturen beitragen können und ob insofern eine Begründung für ihre Einführung gegeben ist. Keinesfalls sollte man die erhöhte Konsumentensouveränität und die damit verbundene Wahlfreiheit aus den Augen verlieren – insbesondere deshalb, weil die freie Arztwahl in Deutschland als hoch geschätztes Gut erscheint (Cosler/Klaes 1999).⁷ Insofern scheint die sich mittlerweile abzeichnende Wahlfreiheit von Versicherten, sich für oder gegen die Teilnahme an einem beitragsreduzierenden Hausarztmodell ihrer jeweiligen Krankenkasse zu entscheiden, eine praktikable Möglichkeit zu sein, wie positive Effekte von Hausarztmodellen und Konsumentensouveränität miteinander verbunden werden können.

⁷ Theoretisch wird bei bestehender Wahlfreiheit der Anbieter schlechter Produkte durch Abwanderung der Konsumenten abgestraft. In der Praxis kann aber die je nach Patient unterschiedliche Fähigkeit der Informationsbeschaffung und Informationsverarbeitung das Erkennen schlechter Qualität und damit eine Abwanderung verhindern. Unabhängig von möglichen Hausarztmodellen sollte darüber nachgedacht werden, ob nicht ein übergeordnetes unabhängiges Informationssystem die Macht des Patienten stärken kann, indem ihm von unabhängiger Seite (zusätzliche) Kriterien zur Beurteilung beispielsweise der Behandlungsqualität zur Verfügung gestellt werden.

Literaturverzeichnis

- Ärztezeitung (2005): „Praxisgebühr mit unsozialer Auswirkung“, *Ärztezeitung* vom 2.9.2005.
- Bandelow, Nils. C. (2002): „Ist das Gesundheitswesen noch bezahlbar? Problemstrukturen und Problemlösungen“, *Gesellschaft – Wirtschaft – Politik* 51: 109-131.
- Bellach, Bärbel-Maria (1999): „Der Bundes-Gesundheitssurvey 1998“, *Gesundheitswesen* 61, Sonderheft 2: S55-S56.
- Berthold, Norbert (2001): „Der Sozialstaat der Zukunft – mehr Markt, weniger Staat“, *List Forum* 27: 22-43.
- BMGS, Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (2004): *Gesundheit in den neuen Ländern. Gesundheitliche Lage und Stand der Entwicklung des Gesundheitswesens*. Berlin: BMGS.
- Braun, Bernhard; Kühn, Hagen; Reiners, Hartmut (1998): *Das Märchen von der Kostenexplosion. Populäre Irrtümer zur Gesundheitspolitik*. 2. Auflage. Frankfurt/Main: Fischer.
- Brenner, Gerhard; Kerek-Bodden, Hedwig E.; Koch, Heinz (1998): „Krankenversicherungskarte. Mehr Fälle seit Einführung der Plastikkarte“, *Deutsches Ärzteblatt* 95: A-2826-2827.
- Breyer, Friedrich; Zweifel, Peter; Kifmann, Mathias (2003): *Gesundheitsökonomie*. 4. Auflage. Berlin u.a.: Springer.
- Cosler, Detlev; Klaes, Lothar (1999): *Freie Arztwahl im Urteil der Bevölkerung*. Wissenschaftliches Institut der Ärzte Deutschlands (WIAD), Bonn.
- Faik, Jürgen (1997): „Institutionelle Äquivalenzskalen als Basis von Verteilungsanalysen – Eine Modifizierung der Sozialhilfe-Skala“, in: Irene Becker; Richard Hauser (Hg.): *Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?* Frankfurt/Main, New York: Campus, 13-42.
- Gujarati, Damodar N. (2003): *Basic Econometrics*. 4. Auflage. Boston u.a.: McGraw-Hill.
- Hajen, Leonhard; Pactow, Holger; Schumacher, Harald (2000): *Gesundheitsökonomie. Strukturen - Methoden – Praxisbeispiele*. Stuttgart u.a.: Kohlhammer.
- Hermann, Sabine; Meinschmidt, Gerhard; Thoelke, Henning (1994): *Eine repräsentative Erhebung zu Fragen der Gesundheit, der Prävention und ihrer Gestaltung. Gesundheitsbarometer 2*. Berlin: Senatsverwaltung für Gesundheit.
- IW, Institut der deutschen Wirtschaft (2005): *Deutschland in Zahlen*. Ausgabe 2005. Köln: Institut der deutschen Wirtschaft.
- Joyce, Geoffrey F.; Kapur, Kanika; Van Vorst, Krista A.; Escarce, José J. (2000): „Visits to Primary Care Physicians and to Specialists Under Gatekeeper and Point-of-Service Arrangements“, *American Journal of Managed Care* 6: 1189-1196.

- Jungbauer-Gans, Monika (2002): *Ungleichheit, soziale Beziehungen und Gesundheit*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Kapur, Kanika; Joyce, Geoffrey; Van Vorst, Krista A.; Escarce, José J. (2000): „Expenditures for Physician Services under Alternative Models of Managed Care“, *Medical Care Research and Review* 57: 161-181.
- KBV, Kassenärztliche Bundesvereinigung (2004): Gebremster Patientenrückgang in Arztpraxen. (Download unter: <http://www.kbv.de/presse/5910.htm> [Zugriff am 29.11.2004])
- Klose, Joachim; Litsch, Martin; Niemeyer, Martina (1999): Krankenversichertenkarte: Heilsbringer und/oder Teufelswerk? WIdO-Materialien 41. Bonn: WIdO.
- Kolip, Petra; Koppelin, Frauke (2002): „Geschlechtsspezifische Inanspruchnahme von Prävention und Krankheitsfrüherkennung“, in: Hurrelmann, Klaus; Kolip, Petra (Hg.): *Geschlecht, Gesundheit und Krankheit. Männer und Frauen im Vergleich*. Bern: Huber, 491-504.
- Martin, Diane P.; Moore, Stephen H.; Richardson, William C. (1983): „Does the Primary-Care Gatekeeper Control the Costs of Health Care? Lessons from the SAFECO Experience“, *The New England Journal of Medicine* 309: 1400-1404.
- Meinhardt, Volker; Schulz, Erika (2003): „Kostenexplosion im Gesundheitswesen?“, *DIW-Wochenbericht* 70: 105-109.
- MFJFG NRW, Ministerium für Frauen, Jugend, Familie und Gesundheit Nordrhein-Westfalen (2002): *Gesundheit und Krankheit in Nordrhein-Westfalen*. Düsseldorf.
- Mielck, Andreas (2000): *Soziale Ungleichheit und Gesundheit. Empirische Ergebnisse, Erklärungsansätze, Interventionsmöglichkeiten*. Bern u.a.: Huber.
- Pati, Susmita; Shea, Steven; Rabinowitz, Daniel; Carrasquillo, Olveen (2003): „Does Gatekeeping Control Costs for Privately Insured Children? Findings from the 1996 Medical Expenditure Panel Survey“, *Pediatrics* 111: 456-460.
- Pihl, Christian; Erlinghagen, Marcel; Ott, Notburga (2005): „Effizienz und Qualität in der ambulanten Gesundheitsversorgung. Möglichkeiten und Grenzen eines Hausarzt-systems“, in: Lothar F. Neumann; Hajo Rohman (Hg.): *Wirtschaftspolitik in offenen Demokratien. Festschrift für Uwe Jens zum 70. Geburtstag*. Marburg: Metropolis, 265-278.
- Rask, Kimberly L.; Deaton, Christi; Culler, Steven D.; Kohler, Susan A.; Morris, Douglas C.; Alexander, William A.; Pope, Robert G.; Weintraub, William S. (1999): „The Effect of Primary Care Gatekeepers on the Management of Patients with Chest Pain“, *American Journal of Managed Care* 5: 1274-1282.
- Robinson, Raymond; Steiner, Andrea (1998): *Managed Health Care: U.S. Evidence and Lessons for the National Health Service*. Buckingham: Open University Press.

Der Hausarzt als Lotse?

- Röckl-Wiedmann, Irmgard; Meyer, Nicole; Fischer, Richela; Laubereau, Birgit; Weitkunat, Rolf; Überla, Karl (2002): „Schichtspezifische Inanspruchnahme medizinischer Leistungen und Vorsorgeverhalten in Bayern: Ergebnisse einer repräsentativen Bevölkerungsbefragung“, *Sozial- und Präventivmedizin* 47: 307-317.
- Stolzenberg, Heribert (2000): *Bundes-Gesundheitssurvey 1998*. Berlin: Robert-Koch-Institut.
- Thode, Nicole; Bergmann, Eckardt; Kamtsiuris, Panagiotis; Kurth, Bärbel-Maria (2005): „Einflussfaktoren auf die ambulante Inanspruchnahme in Deutschland“, *Bundesgesundheitsblatt* 48: 296-306.
- Wasem, Jürgen; Greß, Stefan; Hessel, Franz (2003): Hausarztmodelle in der GKV – Effekte und Perspektiven vor dem Hintergrund nationaler und internationaler Erfahrungen. Diskussionsbeiträge aus dem Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Universität Duisburg-Essen Nr. 130.
- Wendt, Claus (2003): *Krankenversicherung oder Gesundheitsversorgung? Gesundheitssysteme im Vergleich*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- WIdO, Wissenschaftliches Institut der Ortskrankenkassen (2005): Fallzahlen. (Download unter: <http://www.wido.de/fallzahlen.htm> [Zugriff am 27.9.2005])
- Zok, Klaus (2005): „Das Arzt-Inanspruchnahmeverhalten nach Einführung der Praxisgebühr. Ergebnisse aus zwei Repräsentativumfragen unter 3000 GKV-Versicherten“, *WIdO-Monitor* 2: 1-7.

Anschrift und E-Mailadresse der Autoren:

Dr. Marcel Erlinghagen
Ruhr-Universität Bochum
Fakultät für Sozialwissenschaft
Lehrstuhl für Sozialpolitik und
Öffentliche Wirtschaft
GC 04/309
44780 Bochum

erlinghagen@iatge.de

Christian Pihl
Ruhr-Universität Bochum
Fakultät für Sozialwissenschaft
Lehrstuhl für Sozialpolitik und
Öffentliche Wirtschaft
GC 04/305
44780 Bochum

christian.pihl@rub.de