



# Diskussionspapiere

Fakultät für Sozialwissenschaft – Ruhr-Universität Bochum

## Der Hausarzt als Lotse im System der ambulanten Gesundheitsversorgung?

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

Marcel Erlinghagen und  
Christian Pihl

Diskussionspapiere aus der  
Fakultät für Sozialwissenschaft – 04-4

Ruhr-Universität Bochum

2004

ISSN 0943 - 6790

**DISKUSSIONSPAPIERE AUS DER FAKULTÄT FÜR SOZIALWISSENSCHAFT  
RUHR-UNIVERSITÄT BOCHUM**

**DER HAUSARZT ALS LOTSE IM SYSTEM DER AMBULANTEN  
GESUNDHEITSVERSORGUNG?**

von

**Marcel Erlinghagen und Christian Pihl**

**Diskussionspapier Nr. 04 – 4**

**April 2004**

**Korrespondenzanschrift:**

**Christian Pihl  
Ruhr-Universität Bochum  
Fakultät für Sozialwissenschaft  
Sektion Sozialpolitik und öffentliche Wirtschaft  
GC 04/307/308  
D-44780 Bochum**

**Telefon      0234 - 32 22970**

Die Diskussionspapiere aus der Fakultät für Sozialwissenschaft der Ruhr-Universität Bochum werden von der Fakultät für Sozialwissenschaft herausgegeben. Die inhaltliche Verantwortung für die Beiträge liegt bei den Autoren und nicht bei der Fakultät. Die Papiere können bei den jeweiligen Autoren angefordert werden.

**Die Liste aller Papiere finden Sie auf den Internet Seiten der Fakultät unter  
<http://www.ruhr-uni-bochum.de/sowi/> Rubrik „Forschung“**

**ISSN 0943 - 6790**

# Inhalt

1. Einleitung.....	3
2. Die Funktionen des Hausarztes .....	5
3. Daten und Methode.....	7
4. Ergebnisse.....	12
5. Zusammenfassung und Fazit .....	14
6. Literatur.....	17
7. Tabellenanhang .....	18

## Zusammenfassung

Derzeit wird diskutiert, für Patienten, die ambulante Gesundheitsleistungen in Anspruch nehmen wollen, zunächst den Besuch eines „Hausarztes“ verpflichtend zu machen. Durch die Etablierung eines solchen „Hausarztmodells“ erhofft man sich, Effizienzreserven und Qualitätsverbesserungen 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 Versicherungsgemeinschaft zu tragenden Kosten in die Höhe treiben. Überflüssige Arztbesuche sollen in Zukunft dadurch vermieden werden, dass der verpflichtend aufzusuchende Hausarzt im Krankheitsfall als „Lotse“ des Patienten im System der ambulanten Versorgung dient.

Vor diesem Hintergrund haben wir uns die Frage gestellt, ob sich ein solcher kostenreduzierender „Lotseneffekt“ auf Basis der bisherigen Struktur des deutschen Gesundheitssystems empirisch nachweisen lässt. Konkret ging es darum, zu untersuchen, ob die Tatsache, dass Patienten einen Hausarzt haben, die Zahl der Arztbesuche insgesamt reduziert. Auf Basis der Daten des „Bundesgesundheits-surveys“ sowie der Gesundheitssurveys der Länder Nordrhein-Westfalen und Bayern haben wir zu diesem Zweck mehrere multivariate OLS-Regressionen durchgeführt.

Insgesamt stimmen unsere Untersuchungsergebnisse skeptisch, ob durch die Einführung eines so genannten „Hausarztmodells“ 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. Unsere differenzierten Analysen haben des Weiteren gezeigt, dass diese erhöhte Besuchshäufigkeit vor allem *auf die Hausarztbesuche selbst* zurückzuführen ist. Entgegen der Einsparungshoffnungen lassen diese Befunde sogar befürchten, dass – wenn man die Konsultation eines Hausarztes in Zukunft für eine umfangreiche Versichertenklientel zur Pflicht macht – damit durchaus sogar eine Ausgabensteigerung verbunden sein kann, da sich die Zahl der zu bezahlenden Arztbesuche insgesamt erhöhen dürfte.

## 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 der demographischen Entwicklung gestiegenen Kosten im Gesundheitswesen reduziert werden können.<sup>1</sup> Verschärft wird das „Ausgabenproblem“ der GKV vor allem durch ein gleichzeitiges „Einnahmeproblem“, das insbesondere der schlechten Lage auf dem Arbeitsmarkt geschuldet ist.

Innerhalb der Debatte um eine Kostenreduktion im Gesundheitswesen wird als eine Möglichkeit die Einführung eines sogenannten „Hausarztmodells“ vorgeschlagen.<sup>2</sup> Ein solches Hausarztmodell basiert darauf, dass Facharztbesuche ausschließlich von Hausärzten angeordnet werden dürfen. Durch ein solches Hausarztmodell sollen Ausgaben vermieden werden, die innerhalb der heutigen Organisation der ambulanten Gesundheitsversorgung in Deutschland durch unkoordinierte Arztbesuche oder eine doppelte Konsultation von Ärzten der gleichen Fachrichtung entstünden (Brenner/Kerek-Bodden/Koch 1998). Insbesondere nach Einführung der Patientenchipkarte im Jahr 1995 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. Diskutiert wird in diesem Zusammenhang, ob die Einführung eines „Lotsen“ überflüssige Facharztbesuche mit den damit verbundenen Ausgaben verhindern kann. Prädestiniert für eine solche Lotsenfunktion ist dabei ein „Hausarzt“, der die individuellen Lebensumstände „seiner“ Patienten genau kennt und dem die Pati-

---

<sup>1</sup> Hier von „Kostenexplosion“ zu sprechen (vgl. exemplarisch Berthold 2001) ist allerdings zweifelhaft, da die Ausgaben für Gesundheitsleistungen gemessen am gesamtwirtschaftlichen Wachstum seit Jahrzehnten kaum bzw. moderat gestiegen ist (Meinhardt/Schulz 2003) und der Anteil der Gesundheitsausgaben bspw. am BIP im Vergleich zu anderen Ländern nach wie vor relativ moderat ausfällt (Bandelow 2002).

<sup>2</sup> Eine entsprechende gesetzliche Regelung wurde durch das GKV-Modernisierungsgesetz zum 1.1.2004 eingeführt. Krankenkassen werden verpflichtet Hausarztmodelle anzubieten, zu deren Zwecke sie Direktverträge mit Vertragsärzten schließen können. Die freiwillige Teilnahme der Versicherten an diesen Hausarztssystemen kann durch Bonusprogramme honoriert werden.

enten aufgrund langjähriger Beziehungen wohl auch am ehesten vertrauen werden.

Auch wenn bislang für Patienten noch die Möglichkeit besteht, ohne Konsultation ihres Hausarztes einen oder mehrere Fachärzte aufzusuchen, hat der Hausarzt innerhalb der ambulanten Gesundheitsversorgung in Deutschland nach wie vor eine herausragende Stellung. Mehr als 85 Prozent der westdeutschen Bevölkerung geben so Ende der 1990er Jahre an, einen Hausarzt zu haben (Erlinghagen/Ott/Pihl 2004). Insofern dürften sich schon jetzt bereits ohne administrativen Zwang ein nicht unerheblicher Teil der Patienten gemäß dem Hausarztmodell verhalten. Hinzu kommt, dass es lange Jahre auf Basis des früher üblichen „Überweisungssystems“ bereits faktisch eine Art Hausarztmodell in Deutschland gegeben hat. Zwar wurde dieses Verfahren 1995 durch Einführung der elektronischen Chipkarte abgelöst, jedoch steht zu vermuten, dass sich insbesondere ältere Patienten weiter so verhalten werden, als bräuchten Sie auch heute noch eine Überweisung durch ihren Hausarzt, bevor sie einen Facharzt konsultieren dürfen.<sup>3</sup>

Die Tatsache, dass auf der einen Seite der Hausarzt weiterhin eine herausragende Stellung im System der ambulanten Gesundheitsversorgung einnimmt und sich dementsprechend ein Teil der Patienten so verhalten wird, als gäbe es bereits das „Hausarztmodell“ und dass auf der anderen Seite ein Teil der Patienten die Möglichkeit der direkten Facharztkonsultation ohne den „Umweg“ über den Hausarzt nutzen wird, ist eine ideale Situation, die Wirkung des Hausarztes auf die Zahl von Facharztbesuchen empirisch zu überprüfen. Dazu soll der vorliegende Aufsatz einen Beitrag leisten. Dabei muss jedoch berücksichtigt werden, dass sich Patienten mit Hausarzt einerseits und Patienten ohne Hausarzt andererseits hinsichtlich ihrer Sozialstruktur voneinander unterscheiden. So zeigt sich, dass ältere Menschen häufiger einen Hausarzt haben als Jüngere; auch geschlechtsspezifische Unterschiede sind auszumachen (Erlinghagen/Ott/Pihl 2004). Aus diesem Grund muss die folgende empirische Analyse verschiedene sozio-ökonomisch relevante Merkmale kontrollieren, um die Frage nach der Wirkung der Existenz eines Haus-

---

<sup>3</sup> Auch nach der Einführung der Versichertenkarte besteht immer noch die Notwendigkeit einer Überweisung bei Verweis an weiterbehandelnde Ärzte, sodass theoretisch die Patienten nicht die vollständige Arztfreiheit haben. Rechtsgrundlage bildet hier der BMV-Ä (Bundesmantelvertrag der Ärzte) § 24. Dieses findet in der Realität jedoch kaum Anwendung.

arztes auf die Häufigkeit von Arztbesuchen analysieren zu können. Unter dieser Prämisse ist somit folgende Hypothese zu überprüfen:

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

Da dieser Beitrag auch dazu dienen soll, die derzeit geführte Debatte um das Hausarztsystems zu systematisieren, werden in *Abschnitt 1* zunächst verschiedene theoretische Aspekte dieser Diskussion dargestellt. Anschließend wird in *Abschnitt 2* der Bundesgesundheitsurvey sowie die Gesundheitsurveys der Länder Nordrhein-Westfalen und Bayern 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 realistischer Weise von Einsparungseffekten bei Einführung eines Hausarztmodells in Deutschland ausgegangen werden kann.

## **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, 243ff). Die konkrete Ausgestaltung eines Hausarztssystems lässt je nach Zielsetzung und Intention unterschiedliche Schwerpunktsetzungen zu und dementsprechend erfolgt auch eine unterschiedliche Gewichtung der unterschiedlichen Funktionen des Hausarztes. Im folgenden Abschnitt soll daher zunächst eine Systematisierung des Hausarztkonzeptes hinsichtlich der Funktion und Intention erfolgen. Systematisch lassen sich innerhalb eines Hausarztssystems (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 Konsul-

tation wird die Inanspruchnahme weiterer Leistungen möglich<sup>4</sup>. 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. Notwendig für eine solche Koordination ist somit die systematische und enge Verflechtung der jeweiligen Akteure des Versorgungssystems.

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/Zweifel/Kiffmann 2003, 174f). Aufgrund des mangelnden Fachwissens fehle es – so die Argumentation – den Patienten i. d. R. an einem sachverständigen und vertrauenswürdigen „Lotsen“, der den Kranken kompetent und sicher durch den Nebel der Vielzahl von Behandlungsverfahren und Diagnosen führt und leitet (Wasem/Greß/Hessel 2003, 7). Durch den Hausarzt als 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 der medizinischen Disziplinen und dem aktuellen medizinischen Forschungsstand 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/Greß/Hessel 2003, 8).

---

<sup>4</sup> Eine entsprechende Ausgestaltung findet sich in den Niederlanden, vgl. Wasem/Greß/Hessel (2003, 21)



Eine weitere 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 bspw. 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 Hausarztsystem, 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/Paetow/Schumacher 2000, 149).

Innerhalb der historischen Entwicklung des bundesdeutschen Krankenversicherungssystems lässt sich in der Zeit vor Einführung der Versichertenkarte durchaus von einem Hausarztsystem sprechen, 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 Nichtaustellung 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 erheblich geschwächt und eine Steuerungsfunktion innerhalb der ambulanten Versorgung aufgegeben. Allerdings wurde gleichzeitig die Wahlfreiheit des Patienten erhöht. Die sich somit ergebende Frage ist, ob die so erhöhte Konsumentensouveränität als negativen 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.

### **3. Daten und Methode**

Die hier vorliegende Untersuchung basiert im Wesentlichen auf den Daten des Bundesgesundheits surveys 1998. Da wir allerdings davon ausgehen, dass die Inanspruchnahme ambulanter Gesundheitsleistungen unter anderem auch von regio-

nenalen Gegebenheiten beeinflusst sein könnten, haben wir uns entschlossen, zusätzlich die ebenfalls vorliegenden Gesundheitssurveys aus Nordrhein-Westfalen (1998/2000) sowie aus Bayern (1998/1999) zu nutzen. Dies ist deshalb relativ problemlos, weil zur Erzeugung der beiden Länderbefragungen aus dem ein bis zwei Jahre zuvor erhobenen Bundesgesundheitssurveys die Befragten aus NRW und Bayern ausgewählt und jeweils in einem nächsten Schritt eine Ergänzungstichprobe gezogen wurde, die auf Länderebene für eine detaillierte Auswertung ausreichende Fallzahlen versprechen. Somit stehen für NRW und Bayern repräsentative Datensätze zur Verfügung, deren inhaltliche Thematik dem des Bundesurveys bis auf wenige Ausnahmen gleicht und somit für einen Vergleich ideal ist.<sup>5</sup> Dabei ist zu berücksichtigen, dass Bayern und Nordrhein-Westfalen die einzigen Länder gewesen sind, die zusätzlich zum Bundesgesundheitssurvey eigene Ergänzungstichproben gezogen haben.

Aufgrund der methodisch identischen Konstruktion war es möglich, einen gemeinsamen Datensatz für unsere Zwecke aus den drei Datensätzen zusammenzusetzen. Dabei wurden Befragte aus den Neuen Bundesländern bewusst aus dem Analysedatensatz gelöscht, da aufgrund der unterschiedlichen historischen Bedingungen die Vergleichbarkeit der Ergebnisse erschwert worden wäre. Unter diesen Voraussetzungen sind in unserem Analysedatensatz Informationen über insgesamt 7264 Personen enthalten (NRW: 1920, Bayern: 1810, übrige Alte Bundesländer: 3534). Der Datensatz ist bedingt repräsentativ. Diese bedingte Repräsentativität kommt dadurch zu Stande, dass ausschließlich deutschsprachige Personen befragt wurden. Dabei wurden nur die Personen in die Stichprobe aufgenommen, die sich nach telefonischer Rücksprache ausreichend in der deutschen 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).

---

<sup>5</sup> Die Datensätze stehen in einer entsprechend aufbereiteten und anonymisierten Form als Public Use Files zur Verfügung und können zu Forschungszwecken über das Robert-Koch Institut bezogen werden. Detaillierte Informationen zum Bundesgesundheitssurvey finden sich in Stolzenberg (2000) sowie Bellach (1998). Die Methodik des Landesgesundheitssurveys NRW wird in MFJFG NRW (2002) dokumentiert.

Im Zentrum unserer Analyse steht die Frage nach den Determinanten, die die Häufigkeit von Arztbesuchen signifikant beeinflussen. Die Zahl der Arztbesuche wird in den Gesundheitssurveys 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.

Die für uns wesentliche Variable, ob die Befragten einen Hausarzt haben oder nicht, wird in den Gesundheitssurveys 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.

Um den Einfluss der Hausarztbindung auf die Zahl der Arztbesuche innerhalb eines Jahres unter Kontrolle einer Reihe wichtiger sozio-ökonomischer Variablen

zu überprüfen, bietet sich die Schätzung sogenannter multivariater OLS-Regressionen an (vgl. bspw. Kleinbaum/Kupper/Muller 1988). Entsprechend der beiden Antwortkategorien wurde die Variable „Hausarztpräsenz“ als dichotome Dummy-Variable in die OLS-Regressionen einbezogen, wobei mit ‚0‘ kodiert wurde („Referenzgruppe“), wenn die Befragten über keinen Hausarzt verfügen. Fehlende Werte wurden in einer eigenen Dummy-Variablen berücksichtigt.

Des Weiteren wurden bis zu acht weitere erklärende „Variablenblöcke“ in die Schätzungen aufgenommen, die für unser Vorhaben in erster Linie als Kontrollvariablen fungieren sollten. Bei all diesen Variablen handelt es sich um 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<sup>6</sup>, zum Erwerbsstatus, zum Haushaltsstaus sowie zur Wohnregion 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.

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 Internistenkonsultationen 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* ermög-

---

<sup>6</sup> 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 Gewicht von 0,5 sowie für Kinder ein Gewicht von 0,3 vorsieht (vgl. Faik 1997: 16ff). Auf Basis dieses gewichteten Pro-Kopf-Einkommens wird jede Befragungsperson dabei einem von fünf Einkommensquintilen zugeordnet. Ein Quintil enthält jeweils 20 Prozent der Bevölkerung, so dass das 1. Quintil (unterstes Quintil) die Gruppe der 20 Prozent „ärmsten“ Individuen und das 5. Quintil (oberstes Quintil) die Gruppe der 20 Prozent „reichsten“ Personen umfasst.

licht so eine Untersuchung der Zahl der Arztbesuche in Abhängigkeit von der Hausarztpräsenz, ohne dass die Hausarztbesuche selbst mit in die erklärende Variable einfließen.

**Tabelle 1: Erklärende dichotome Variablen in den OLS-Regressionen**

	<i>ari. Mittel</i>		<i>ari. Mittel</i>		<i>ari. Mittel</i>
<b>Hausarzt</b>		<b>Haushaltseinkom.</b>		<b>Erwerbsstatus</b>	
missing	0,02	missing	0,19	missing	0,05
nein* / ja	0,87	1. Quintil	0,15	erwerbstätig*	0,59
<b>Geschlecht</b>		2. Quintil	0,17	arbeitslos	0,04
Mann* / Frau	0,51	3. Quintil*	0,15	nicht erwerbstätig	0,32
<b>chronisch krank</b>		4. Quintil	0,16	<b>Haushalt</b>	
missing	0,12	5. Quintil	0,18	missing	0,13
nein* / ja	0,22	<b>Alter</b>		alleinstehend	0,14
<b>Gesundheitszustand</b>		18-29 Jahre	0,18	Paar ohne Kind*	0,44
missing	0,02	30-39 Jahre	0,22	alleinerziehend	0,02
Ausgez. / sehr gut	0,22	40-49 Jahre*	0,19	Paar mit Kind(ern)	0,27
gut*	0,59	50-59 Jahre	0,18	<b>Region</b>	
weniger gut / schlecht	0,17	60-69 Jahre	0,14	übr. alte Bd.länder*	0,49
		>=70 Jahre	0,09	NRW	0,26
				Bayern	0,25
* Referenzgruppe					
Quelle: Gesundheitssurveys des Bundes und der Länder NRW und Bayern (eigene Berechnungen)					

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 aus der Analyse ausgenommen. Insofern wurden von den ursprünglich im Datensatz vorhandenen 7264 Personen in den Schätzungen von *Modell 1* insgesamt 6709, in den Schätzungen von *Modell 2* insgesamt 6760 und in Schätzungen von *Modell 3* insgesamt 6792 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**

	<b>N</b>	<b>Min.</b>	<b>Max.</b>	<b>Ari. Mittel</b>	<b>Std.- abweich.</b>
<b>alle Arztbesuche (Modell 1)</b>	6709	0	127	7,38	10,13
<b>alle Arztbesuche (ohne prakt. Ärzte) (Modell 2)</b>	6760	0	95	4,15	7,69
<b>alle Arztbesuche (ohne prakt. Ärzte &amp; Internisten) (Modell 3)</b>	6792	0	93	3,31	6,59
Quelle: Gesundheitssurveys des Bundes und der Länder NRW und Bayern (eigene Berechnungen)					

#### 4. Ergebnisse

Die folgende Beschreibung der in *Tabelle 3* bis *5* dokumentierten Schätzergebnisse konzentriert sich insbesondere auf den uns interessierenden Zusammenhang zwischen der Hausarztbindung und der Häufigkeit von Arztbesuchen. Wie bereits erwähnt fungieren die anderen Variablen in der Hauptsache als Kontrollvariablen, weshalb eine detaillierte Beschreibung und Interpretation der Ergebnisse unterbleibt, gleichwohl aber auf das ein oder andere interessante Ergebnisse am Rande aufmerksam gemacht werden soll.

Das Hauptergebnis unserer Analyse ist, dass die aufgestellte „Lotsen-Hypothese“ auf Basis unserer Analysen *verworfen* werden muss. Bislang 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 *Modellschätzung 1 (Tabelle 3)* sogar eine signifikante Erhöhung der Zahl der Arztkonsultationen für Patienten nachweisen, die einen Hausarzt haben. 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. Interessanter Weise zeigen die Schätzungen der *Modelle 2* und *3* darüber hinaus, dass die signifikante Erhöhung der Arztbesuche bei Patienten mit einem Hausarzt offenbar *durch die Hausarztbesuche selbst* verursacht werden; in den Schätzungen, bei denen ausschließlich Facharztbesuche analysiert worden sind (*Tabelle 4* und *5*), findet sich kein signifikanter Zusammenhang zwischen der Hausarztbindung und der Zahl der Facharztbesuche. Diese Befunde sind im wesentlichen auch dann robust, wenn getrennte Schätzungen für Männer und Frauen bzw. für Patienten in unterschiedlichen Bundesländern durchgeführt werden. Allerdings muss man für die geschlechtsspezifische Analyse einschränkend hinzufügen, dass bei Frauen stärker als bei Männern der Hausarzt die Zahl der Arztbesuche zu erhöhen scheint. Eine weitere Ausnahme sind die Schätzergebnisse in *Modell 1* für Nordrhein-Westfalen: In NRW lässt sich kein signifikanter Zusammenhang zwischen der Hausarztpräsenz einerseits und der Zahl der Arztbesuche andererseits nachweisen.

–Tabelle 3, 4 und 5 am Ende des Textes –

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 – bis auf wenige Ausnahmen – in allen drei geschätzten Modellen nachzuweisen.

Demgegenüber erweist sich das Merkmal „*Geschlecht*“ nur in einzelnen der vorgenommenen Schätzungen als signifikanter Erklärungsfaktor. Erst wenn sowohl der Besuch praktischer Ärzte als auch von Internisten nicht in die Berechnung der abhängigen Variable einbezogen wird (*Modell 3*) sind keine geschlechtsspezifischen Unterschiede mehr nachweisbar. In den anderen beiden Modellen zeigen Frauen gegenüber Männern insgesamt eine signifikant erhöhte Konsultationshäufigkeit, wobei dieses Ergebnis bei einer regionalspezifischen Analyse ausschließlich für die übrigen Alten Bundesländer nachweisbar ist, während in NRW ebenso wie in Bayern in keinem Fall statistisch relevante geschlechtsspezifische Unterschiede zu verzeichnen sind.

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

In den meisten Fällen gibt es in den von uns vorgenommenen Schätzungen keinen statistisch relevanten Zusammenhang zwischen dem *Einkommen* und der Zahl der Arztbesuche. Auf Basis der *zumeist nicht-signifikanten* Koeffizienten lässt sich lediglich vermuten, dass die Inanspruchnahme ambulanter Gesundheitsleistungen bei den mittleren Einkommensgruppen am höchsten ist, während die ärmeren als auch die reicheren Patienten vergleichsweise seltener einen Arzt aufsuchen.

Im Zusammenhang mit dem *Erwerbsstatus* zeigt sich zumindest für *Modell 1* und *2*, dass Arbeitslose bzw. Nicht-Erwerbstätige signifikant häufiger einen Arzt konsultieren als Erwerbstätige. Dieser Zusammenhang ist bei den getrennten Schätzungen vor allem für Männer bzw. für bayerische Patienten signifikant. Berücksichtigt man weder die Konsultationen praktischer Ärzte noch die von Internisten

bei der Berechnung der Zahl der Arztbesuche (*Modell 3*), hat der Erwerbsstatus hingegen kaum noch einen nachweisbaren Einfluss auf die abhängige Variable.

Betrachtet man den Haushaltsstatus, so zeigt sich eindeutig, dass Elternpaare in allen drei Modellen grundsätzlich signifikant seltener zum Arzt gehen als Paare ohne Kinder. Die geschlechtsspezifischen Analysen machen jedoch deutlich, dass dies in erster Linie ein frauenspezifischer Effekt ist, denn lediglich Mütter weisen gegenüber kinderlosen Frauen hier signifikante Ergebnisse auf, während Väter sich in unserer Analyse nicht von kinderlosen Männern unterscheiden. Ferner lässt sich dieser Zusammenhang zwischen Elternschaft und Zahl der Arztbesuche auch in allen drei Untersuchungsregionen nachweisen (Ausnahme: nicht signifikantes Ergebnis in den übrigen Alten Bundesländern in *Modell 1*). Jedoch scheint hier nicht die Elternschaft das alleinige Kriterium zu sein, denn für Alleinerziehende gibt es keine signifikanten Ergebnisse. Ferner gehen kinderlose Alleinlebende (unabhängig vom Geschlecht) häufiger zum Arzt als kinderlose Paare. Einschränkend muss allerdings darauf aufmerksam gemacht werden, dass dieser Befund zwar sowohl für Männer als auch für Frauen zutrifft, jedoch dieser Zusammenhang weder in Nordrhein-Westfalen noch in Bayern sondern lediglich für die Alten Bundesländer nachweisbar ist.

## **5. Zusammenfassung und Fazit**

Derzeit wird diskutiert, für alle Patienten, die ambulante Gesundheitsleistungen in Anspruch nehmen wollen, zunächst den Besuch eines „Hausarztes“ verpflichtend zu machen. 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 Versicherungsgemeinschaft zu tragenden Kosten in die Höhe treiben. Überflüssige Arztbesuche sollen in Zukunft dadurch vermieden werden, dass der verpflichtend 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 kostenreduzierender „Lotseneffekt“ tatsächlich empirisch nachweisen lässt. Zwar ist der Hausarztbesuch bislang nicht verpflichtend, jedoch ist gerade die aktuelle Situation, in der eine Wahlmöglichkeit für Patienten besteht, für unser Vorhaben ideal, Unterschiede im Verhalten einzelner Patientengruppen zu analysieren. Hinzu kommt, dass mit dem Bundesgesundheitsurvey bzw. den angegliederten Landesgesundheitsurveys aus Nordrhein-Westfalen und Bayern (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 eines sogenannten „Hausarztmodells“ 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. Unsere differenzierten Analysen haben des Weiteren gezeigt, dass diese erhöhte Besuchshäufigkeit vor allem *auf die Hausarztbesuche selbst* zurückzuführen ist. Betrachtet man lediglich die Zahl der Facharztbesuche, so ergibt sich weder ein positiver noch ein negativer statistisch nachweisbarer Zusammenhang zwischen der Verfügbarkeit eines Hausarztes und der Zahl der Facharztbesuche.

Entgegen der Einsparungshoffnungen lassen die vorgestellten Befunde sogar befürchten, dass – wenn man die Konsultation eines Hausarztes in Zukunft für alle Versicherten zur Pflicht macht – damit durchaus sogar eine Ausgabensteigerung verbunden sein kann, da sich die Zahl der zu bezahlenden Arztbesuche insgesamt erhöhen dürfte. Ob tatsächlich Einsparungen durch die Umsetzung eines „Hausarztmodells“ erzielt werden können, wird demnach in entscheidender Weise von der institutionellen Ausgestaltung dieses gesundheitspolitischen Instruments abhängen. Allerdings ist dann jedoch fraglich, ob Effizienzsteigerungen durch eine nicht zu vernachlässigende Qualitätsminderung erkauft werden würden. Um hier

mehr Klarheit zu schaffen, müssten im Grunde genommen repräsentative Längsschnittanalysen durchgeführt werden, die den Zusammenhang zwischen der Zahl der Arztbesuche und der Veränderung des Gesundheitszustandes näher untersuchen.

Unabhängig von den hier dargestellten Ergebnissen bleibt somit die Frage offen, inwieweit Hausarztssysteme zur Verbesserung der *Qualität* der Versorgungsstrukturen beitragen können und insofern eine Begründung für die Einführung ist. Vieles spricht dafür, dass eine erhöhte Konsumentensouveränität und die damit verbundene Möglichkeit der Wahlfreiheit in diesem Zusammenhang eine bessere Lösung bietet als ein verpflichtendes Hausarztmodell – insbesondere deshalb, da die freie Arztwahl in Deutschland als hoch geschätztes Gut erscheint (Cosler/Klaes 1999). Es würde der Anbieter durch Abwanderung abgestraft, der ein schlechtes Produkt anbietet. Dagegen spricht aber die unterschiedliche Fähigkeit der Versicherten der Informationsbeschaffung und -verarbeitung. Förderlich wäre dazu sicherlich ein übergeordnetes unabhängiges Informationssystem, das entsprechende Informationen hinsichtlich der Qualität aufbereitet und zur Verfügung stellt. Eine allgemein verpflichtende Bindung an ein Hausarztssystem erscheint aber auf Basis der hier beschriebenen Sachverhalte eher als zweifelhafte Lösung.

## 6. Literatur

- Bandelow, N. C. (2002): Ist das Gesundheitswesen noch bezahlbar? Problemstrukturen und Problemlösungen; in: Gesellschaft – Wirtschaft – Politik 51, 109-131.
- Bellach, B.-M. (1999): Der Bundes-Gesundheitssurvey 1998. Gesundheitswesen 61, Sonderheft 2; Stuttgart: Georg-Thieme-Verlag.
- Berthold, N. (2001): Der Sozialstaat der Zukunft – mehr Markt weniger Staat; in: List Forum 27 (1), 22-43.
- Brenner, G./Kerek-Bodden, H. E./Koch, H. (1998): Krankenversichertenkarte. Mehr Fälle seit Einführung der Plastikkarte; in: Deutsches Ärzteblatt 95 (45), A-2826-2827.
- Breyer, F. / Zweifel, P. / Kiffmann, M. (2003): Gesundheitsökonomie; 4. Aufl; Berlin/Heidelberg/New York.
- Cosler, D. / Klaes, L. (1999): Freie Arztwahl im Urteil der Bevölkerung. Wissenschaftliches Institut der Ärzte Deutschlands (WIAD), Bonn.
- Erlinghagen, M. / Ott, N. / Pihl, C. (2004): Gesundheit und soziale Lage; (bislang unveröffentlichtes Manuskript).
- Faik, J. (1997): Institutionelle Äquivalenzskalen als Basis von Verteilungsanalysen – Eine Modifizierung der Sozialhilfe-Skala; in: Becker, I. / Hauser, R. (Hg.): Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?; Frankfurt a. M. / New York: Campus, 13-42.
- Hajen, L. / Paetow, H. / Schumacher, H. (2000): Gesundheitsökonomie. Strukturen - Methoden – Praxisbeispiele. Stuttgart/Berlin/Köln.
- Kleinbaum D. G. / Kupper, L. L. / Muller, K. E. (1988): Applied Regression Analysis and other Multivariable Methods; 2. ed., Belmont: Duxbury Press.
- Meinhardt, V. / Schulz, E. (2003): Kostenexplosion im Gesundheitswesen?; in: DIW-Wochenbericht 70 (7), 105-109.
- MFJFG NRW (2002): Gesundheit und Krankheit in Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf: Ministerium für Jugend, Familie und Gesundheit.
- Stolzenberg, H. (2000): Bundes-Gesundheitssurvey 1998; Berlin: Robert-Koch-Institut.
- Wasem, J. / Greß, S. / Hessel, F. (2003): Hausarztmodelle in der GKV – Effekte und Perspektiven vor dem Hintergrund nationaler und internationaler Erfahrungen. Diskussionsbeiträge aus dem Fachbereich Wirtschaftswissenschaften Universität Duisburg-Essen.
- Wendt, C. (2003): Krankenversicherung oder Gesundheitsversorgung? Gesundheitssysteme im Vergleich. Wiesbaden.

## 7. Tabellenanhang

Tabelle 3: Einfluss auf die Zahl der Arztbesuche in den vergangenen 12 Monaten (Modell 1: alle Ärzte), Westdeutschland 1998/2000, Regressionskoeffizienten (OLS-Regression)

	gesamt	Mann	Frau	übrige alte BL	NRW	Bayern
<b>Hausarzt</b>						
nein	RG	RG	RG	RG	RG	RG
ja	1,40***	0,79*	2,19***	1,70***	0,65	1,41**
<b>Geschlecht</b>						
Mann	RG	/	/	RG	RG	RG
Frau	0,50*	/	/	0,60*	0,19	0,53
<b>chronisch krank</b>						
nein	RG	RG	RG	RG	RG	RG
ja	3,45***	2,22***	4,61***	3,31***	3,98***	2,90***
<b>Gesundheitszustand</b>						
ausgezeichnet/sehr gut	-1,42***	-1,52***	-1,38***	-1,92***	-1,00*	-0,90
gut	RG	RG	RG	RG	RG	RG
weniger gut/schlecht	5,38***	4,81***	5,84***	4,70***	7,44***	4,43***
<b>Alter</b>						
18-29 Jahre	-0,89*	-0,49	-1,14*	-0,40	-0,93	-1,60*
30-39 Jahre	-0,47	-0,63	-0,15	-0,02	-0,77	-1,11
40-49 Jahre	RG	RG	RG	RG	RG	RG
50-59 Jahre	0,68	1,08**	0,34	1,12**	-0,10	0,56
60-69 Jahre	0,59	0,97	-0,24	0,53	0,87	0,21
>= 70 Jahre	1,66**	1,60*	1,01	1,78**	1,14	1,48
<b>Haushaltseinkommen</b>						
1. Quintil	-0,24	0,09	-0,59	0,05	-1,19	0,337
2. Quintil	-0,15	0,47	-0,70	-0,07	-0,15	-0,01
3. Quintil	RG	RG	RG	RG	RG	RG
4. Quintil	-0,29	-0,04	-0,48	0,20	-1,45*	-0,00
5. Quintil	-0,99*	-0,76	-0,91	-0,62	-1,47*	-0,99
<b>Erwerbsstatus</b>						
erwerbstätig	RG	RG	RG	RG	RG	RG
arbeitslos	1,03	1,73**	0,50	1,07	-0,09	2,17*
nicht-erwerbstätig	0,77*	1,99***	0,33	0,78*	0,24	1,44**
<b>Haushaltsstatus</b>						
alleinlebend	1,02**	0,94*	1,30**	1,59***	0,44	0,73
Paar ohne Kinder	RG	RG	RG	RG	RG	RG
alleinerziehend	-0,83	0,56	-2,11*	-0,91	-1,42	-0,16
Paar mit Kindern	-1,11**	-0,47	-1,43***	-0,75	-1,47**	-1,40**
<b>Region</b>						
übrige alte Bundesländer	RG	RG	RG	/	/	/
NRW	0,05	0,34	-0,32	/	/	/
Bayern	-0,23	-0,26	-0,26	/	/	/
Konstante	5,27***	5,20***	5,48***	4,60***	6,65***	5,08***
R <sup>2</sup>	0,185	0,205	0,173	0,172	0,224	0,182
n	6.709	3.305	3.404	3.316	1.781	1.612
Quellen : Bundesgesundheitsurvey sowie Landesgesundheitsurvey NRW und Bayern						
Signifikanzniveau:						
* $p < 0,1$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$						

Tabelle 4: Einfluss auf die Zahl der Arztbesuche in den vergangenen 12 Monaten (Modell 2: ohne praktische Ärzte), Westdeutschland 1998/2000, Regressionskoeffizienten (OLS-Regression)

	gesamt	Mann	Frau	übrige alte BL	NRW	Bayern
<b>Hausarzt</b>						
nein	RG	RG	RG	RG	RG	RG
ja	-0,08	-0,03	-0,04	0,02	-0,04	-0,38
<b>Geschlecht</b>						
Mann	RG	/	/	RG	RG	RG
Frau	0,47**	/	/	0,49*	0,37	0,49
<b>chronisch krank</b>						
nein	RG	RG	RG	RG	RG	RG
ja	1,52***	0,91***	2,09***	1,55***	2,06***	0,67
<b>Gesundheitszustand</b>						
ausgezeichnet/sehr gut	-0,87***	-0,94***	-0,84**	-1,32***	-0,55	-0,40
gut	RG	RG	RG	RG	RG	RG
weniger gut/schlecht	3,03***	2,56***	3,41***	2,69***	3,84***	2,82***
<b>Alter</b>						
18-29 Jahre	-0,84**	-0,70	-0,90*	-0,52	-0,61	-1,46**
30-39 Jahre	-0,21	-0,52	0,20	0,24	-0,78	-0,54
40-49 Jahre	RG	RG	RG	RG	RG	RG
50-59 Jahre	0,55*	0,60	0,54	1,01**	-0,13	0,33
60-69 Jahre	0,02	0,46	-0,53	0,01	-0,13	0,05
>= 70 Jahre	0,37	1,38**	-0,64	0,32	0,58	-0,23
<b>Haushaltseinkommen</b>						
1. Quintil	-0,92***	-0,86**	-0,96*	-0,44	-1,82***	-0,90
2. Quintil	-0,42	-0,41	-0,44	-0,36	-0,63	-0,11
3. Quintil	RG	RG	RG	RG	RG	RG
4. Quintil	-0,15	-0,09	-0,20	0,25	-1,15*	0,18
5. Quintil	-0,47	-0,44	-0,37	-0,35	-0,95	-0,08
<b>Erwerbsstatus</b>						
erwerbstätig	RG	RG	RG	RG	RG	RG
arbeitslos	0,72	0,62	1,02	0,81	-0,22	1,43
nicht-erwerbstätig	0,56**	0,84**	0,52	0,55	-0,01	1,33***
<b>Haushaltsstatus</b>						
alleinlebend	0,87***	1,00***	0,99**	1,36***	0,17	0,56
Paar ohne Kinder	RG	RG	RG	RG	RG	RG
alleinerziehend	-0,64	0,28	-1,49	0,95	-0,53	0,13
Paar mit Kindern	-1,06***	-0,50	-1,50***	-0,87**	-1,19**	-1,26**
<b>Region</b>						
übrige alte Bundesländer	RG	RG	RG	/	/	/
NRW	0,27	0,38	0,13	/	/	/
Bayern	-0,37*	-0,41	-0,37	/	/	/
Konstante	4,15***	3,97***	4,57***	3,66***	5,23***	3,88***
R <sup>2</sup>	0,100	0,119	0,089	0,098	0,115	0,103
n	6.760	3.324	3.435	3.342	1.790	1.628
Quellen : Bundesgesundheitsurvey sowie Landesgesundheitsurvey NRW und Bayern						
Signifikanzniveau: * $p < 0,1$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$						

Tabelle 5: Einfluss auf die Zahl der Arztbesuche in den vergangenen 12 Monaten (Modell 3: ohne praktische Ärzte und Internisten), Westdeutschland 1998/2000, Regressionskoeffizienten (OLS-Regression)

	gesamt	Mann	Frau	übrige alte BL	NRW	Bayern
<b>Hausarzt</b>						
nein	RG	RG	RG	RG	RG	RG
ja	-0,14	-0,07	-0,14	-0,09	0,07	-0,49
<b>Geschlecht</b>						
Mann	RG	/	/	RG	RG	RG
Frau	0,24	/	/	0,24	0,04	0,40
<b>chronisch krank</b>						
nein	RG	RG	RG	RG	RG	RG
ja	1,14***	0,67**	1,56***	1,20***	1,21***	0,82**
<b>Gesundheitszustand</b>						
ausgezeichnet/sehr gut	-0,76***	-0,91***	-0,63**	-1,19***	-0,41	-0,32
gut	RG	RG	RG	RG	RG	RG
weniger gut/schlecht	2,23***	1,85***	2,56***	1,92***	3,19***	1,85***
<b>Alter</b>						
18-29 Jahre	-0,44	-0,53	-0,33	-0,15	-0,36	-0,97*
30-39 Jahre	0,02	-0,42	0,54	0,43	-0,55	-0,18
40-49 Jahre	RG	RG	RG	RG	RG	RG
50-59 Jahre	0,33	0,36	0,35	0,69*	-0,40	0,35
60-69 Jahre	-0,60*	-0,18	-1,06**	-0,67	-0,64	-0,52
>= 70 Jahre	-0,05	0,71	-0,77	-0,01	-0,40	0,03
<b>Haushaltseinkommen</b>						
1. Quintil	-0,70**	-0,87**	-0,52	-0,54	-0,88	-0,82
2. Quintil	-0,31	-0,28	-0,32	-0,45	0,08	-0,34
3. Quintil	RG	RG	RG	RG	RG	RG
4. Quintil	-0,19	-0,35	-0,03	0,21	-1,06*	-0,07
5. Quintil	-0,44	-0,60*	-0,16	-0,37	-0,66	-0,31
<b>Erwerbsstatus</b>						
erwerbstätig	RG	RG	RG	RG	RG	RG
arbeitslos	0,71*	1,05	0,90	1,10**	0,07	0,46
nicht-erwerbstätig	0,32	0,66	0,27	0,48	-0,30	0,77*
<b>Haushaltsstatus</b>						
alleinlebend	0,46*	0,85**	0,49	0,87**	-0,05	0,21
Paar ohne Kinder	RG	RG	RG	RG	RG	RG
alleinerziehend	-0,67	0,14	-1,37*	-0,87	-0,90	0,08
Paar mit Kindern	-0,92***	-0,41	-1,35***	-0,80**	-1,14**	-0,98**
<b>Region</b>						
übrige alte Bundesländer	RG	RG	RG	/	/	/
NRW	0,11	0,27	-0,04	/	/	/
Bayern	-0,33*	-0,41*	-0,29	/	/	/
Konstante	3,72***	3,70***	3,76***	3,40***	4,36***	3,52***
R <sup>2</sup>	0,071	0,088	0,063	0,074	0,080	0,079
n	6.792	3.331	3.461	3.353	1.800	1.639
Quellen : Bundesgesundheitsurvey sowie Landesgesundheitsurvey NRW und Bayern						
Signifikanzniveau: * $p < 0,1$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$						