

Diskussionspapier Nr. 11



Warten gesetzlich Versicherte länger?
Zum Einfluss des Versichertenstatus auf den Zugang
zu medizinischen Leistungen im stationären Sektor

von Dirk Sauerland, Björn A. Kuchinke, Ansgar Wübker,

Februar 2008

Diskussionspapiere der WHL Wissenschaftlichen Hochschule Lahr

<http://www.whl-lahr.de/diskussionspapiere>

Verfasser:

Dirk Sauerland*, Björn A. Kuchinke**, Ansgar Wübker***

Herausgeber:
WHL Wissenschaftliche Hochschule Lahr
Hohbergweg 15–17
D-77933 Lahr

Phone +49-(0)7821-9238-50
Fax +49-(0)7821-9238-63

www.whl-lahr.de

- * Prof. Dr. Dirk Sauerland ist Inhaber des Lehrstuhls für Volkswirtschaftslehre/Gesundheits- und Institutionenökonomik der WHL Wissenschaftliche Hochschule Lahr, Hohbergweg 15-17, 77933 Lahr/Schwarzwald, Tel.: +49 7821/923869, Fax: +49 7821/923863, Homepage: <http://www.whl-lahr.de/startseite.8478.htm>, Mail: dirk.sauerland@whl-lahr.de.
- ** Dr. rer. pol. Björn A. Kuchinke ist wissenschaftlicher Assistent am Institut für Volkswirtschaftslehre, Fachgebiet Wirtschaftspolitik der Technischen Universität Ilmenau, Ernst-Abbe-Zentrum, Ehrenbergstraße 29, 98693 Ilmenau, Tel.: +49 3677/694032, Fax: +49 3677/694203, Homepage: www.tu-ilmenau.de/wpo, Mail: bjoern.kuchinke@tu-ilmenau.de.
- *** Dipl.-Vw. Ansgar Wübker ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre/Gesundheits- und Institutionenökonomik der WHL Wissenschaftliche Hochschule Lahr, Hohbergweg 15-17, 77933 Lahr/Schwarzwald, Tel.: +49 7821/923853, Fax: +49 7821/923863, Homepage: <http://www.whl-lahr.de/startseite.8478.htm>, Mail: ansgar.wuebker@whl-lahr.de.

Warten gesetzlich Versicherte länger? Zum Einfluss des Versichertenstatus auf den Zugang zu medizinischen Leistungen im stationären Sektor

Dirk Sauerland^{*}, Björn A. Kuchinke^{**}, Ansgar Wübker^{*}

Inhaltsverzeichnis

	Seite
1 Problemstellung	3
2 Hintergrund.....	4
2.1 Der gesetzliche Rahmen in Deutschland	4
2.2 Das Modell.....	5
2.3 Der Stand der Literatur	8
3 Studiendesign und Daten.....	9
3.1 Das Design der Studie	9
3.2 Die Daten	11
4 Analyse.....	14
4.1 Die Hypothese	14
4.2 Das Schätzverfahren	15
4.3 Die Ergebnisse	17
5 Diskussion und Fazit.....	19
Literaturverzeichnis	23

^{*} Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre/Gesundheits- und Institutionenökonomik,
WHL Wissenschaftliche Hochschule Lahr

^{**} Institut für Volkswirtschaftslehre, Fachgebiet Wirtschaftspolitik,
Technische Universität Ilmenau

Abstract

Der mit der Gesundheitsreform 2007 gesetzlich festgeschriebene Versicherungsschutz für alle Bürger gewährleistet formal, dass der Zugang zu medizinischen Leistungen für alle Bürger in Deutschland sichergestellt ist. Da es aber auch nach der Reform weiterhin gesetzlich und privat versicherte Personen in Deutschland gibt, steht im Mittelpunkt dieses Beitrags die Frage, ob die faktischen Zugangsmöglichkeiten zur medizinischen Versorgung im stationären Bereich für alle Bürger gleich, d. h. unabhängig von der Art des Versicherungsschutzes sind. Als Indikator für die faktische Zugangsmöglichkeit betrachten wir die Terminvergabe, genauer: die Wartezeit bis zum Behandlungstermin.

Wir gehen davon aus, dass die Anreize zu einer möglichen Diskriminierung von gesetzlich und privat versicherten Personen, d. h. zu einem aktiven Einsatz der Wartezeit auf einen Behandlungstermin, auf die jeweiligen Restriktionen zurückzuführen sind, mit denen die stationären Leistungserbringer konfrontiert sind. Auf Grundlage der gesetzlichen Vorgaben zeigen wir mit Hilfe eines einfachen Modells, welche Anreize für die Entscheidungsträger in den Krankenhäusern bestehen, die Wartezeit als Steuerungsinstrument zu nutzen. Weiter prüfen wir anhand von 687 Testanrufen, ob die Krankenhäuser die Wartezeit auch tatsächlich als Instrument zur Diskriminierung zwischen gesetzlich und privat versicherten Patienten einsetzen.

Dabei zeigt sich, dass 25 Prozent der Krankenhäuser aktiv den Versichertenstatus abfragen. In diesen Häusern erhalten privat Versicherte signifikant schneller einen Behandlungstermin als gesetzlich versicherte Personen. Im Ergebnis bedeutet dies, dass der Zugang zu kurzfristig erforderlichen, stationären medizinischen Dienstleistungen in Deutschland von der Art der Versicherung abhängig sein kann.

1 Problemstellung

Neben dem schon traditionellen Ziel der Beitragssatzstabilität lag ein Fokus der Gesundheitsreform 2007 auch auf dem Zugang zur medizinischen Versorgung in Deutschland. Das legitime gesundheitspolitische Ziel, die Sicherung des Zugangs zu medizinischen Leistungen,¹ wird mit dem nunmehr gesetzlich festgeschriebenen Versicherungsschutz für alle Bürger grundsätzlich sichergestellt.² Da es aber in Deutschland nach wie vor gesetzlich und privat Versicherte Personen gibt, bleibt auch nach dieser Reform die schon länger diskutierte Frage auf der Tagesordnung, ob die Zugangsmöglichkeiten auch von der Art der Versicherung abhängig sind.

Als Indikator für die faktische Zugangsmöglichkeit wird – auch in internationalen Studien – oftmals die Terminvergabe, genauer: die Wartezeit bis zum Behandlungsbeginn analysiert.³ Für Deutschland liegen zum einen nur wenige solcher Analysen vor; zum anderen beziehen sich die diese Studien allein auf den Bereich der ambulanten Versorgung im Bereich der niedergelassenen Ärzte. Darüber hinaus werden sie als statistisch nicht repräsentativ bewertet.⁴ Im Ergebnis zeigen diese Arbeiten, dass privat Versicherte im Vergleich zu gesetzlich Versicherten in der Regel schneller versorgt werden. Eine Untersuchung über den Zugang zum stationären Bereich, also zu Krankenhausdienstleistungen,⁵ gibt es bisher in Deutschland nicht. Diese Forschungslücke soll mit der vorliegenden Arbeit geschlossen werden.

Wir gehen im Folgenden davon aus, dass die Anreize zu einem aktiven Einsatz der Wartezeit auf einen Behandlungstermin, d. h. zu einer möglichen Diskriminierung von gesetzlichen und privat versicherten Personen auf die jeweiligen Restriktionen zurückzuführen sind, mit denen die stationären Leistungserbringer konfrontiert sind. Aus diesem Grund werden wir im *Punkt 2* zunächst als Ausgangslage die relevanten gesetzlichen Vorgaben für den Krankenhaussektor in Deutschland beschreiben. Mit Hilfe eines einfachen Modells zeigen wir dann, welche Anreize für die Entscheidungsträger in den Krankenhäusern be-

¹ Vgl. z.B. SAUERLAND (2004), S. 213f.

² Vgl. zur letzten Änderung z.B. GKV-WSG (2007).

³ Vgl. CZYPIONKA ET AL. (2007).

⁴ Vgl. z.B. O.V. (2005).

⁵ Mit Krankenhäusern sind im Folgenden ausschließlich akutstationäre Kliniken und keine Rehabilitationseinrichtungen gemeint. Vgl. die Abgrenzungen in § 107 Fünftes Sozialgesetzbuch (SGB V). Außerdem werden nur zur Versorgung zugelassene Häuser betrachtet, d.h. sogenannte Plankrankenhäuser. Vgl. §§108, 109 SGB V.

stehen, die Wartezeit zu nutzen und die Patienten nach der Art ihrer Versicherung zu diskriminieren. Darüber hinaus stellen wir als Referenzpunkt für unsere Arbeit den Stand der internationalen Forschung zum Zusammenhang zwischen der Art der Versicherung bzw. der Finanzierung und dem Zugang zu medizinischen Leistungen dar. Im Punkt 3 stellen wir die verwendeten Daten sowie das Design unserer Untersuchung vor und präsentieren eine deskriptive Auswertung der Daten. Im Punkt 4 stellen wir die zu testende Hypothese, das verwendete Schätzverfahren sowie die Ergebnisse der Analyse dar. Das Papier schließt mit einer Diskussion der Ergebnisse.

2 Hintergrund

2.1 Der gesetzliche Rahmen in Deutschland

Generell besteht in Deutschland für Krankenhäuser die Verpflichtung, alle versicherten Bürger, die Leistungen nachfragen, zu behandeln.⁶ Wie – und wie schnell – sie das tun, hängt, so die Ausgangsvermutung, (a) generell vom geltenden Vergütungssystem und (b) speziell von der Art der Versicherung eines Patienten ab.

Das Verhalten der medizinische Leistungserbringer, also auch der Entscheidungsträger in Krankenhäusern, wird insbesondere von den jeweils geltenden Vergütungssystemen beeinflusst.⁷ Die Vergütung von Krankenhausleistungen basiert in Deutschland seit Januar 2004 grundsätzlich auf einem Diagnosis Related Groups (DRG)-System.⁸ Nach Abschluss einer Konvergenzphase⁹ im Jahr 2010 wird für die gleiche Leistung (in einem Bundesland) ein identisches Entgelt zur Abrechnung kommen. Das bestehende DRG-System ist ein diagnoseorientiertes Fallpauschalensystem, bei dem die Ausgabenträger sowohl die Kostenverantwortung als auch einen Teil des Risikos auf die Leistungserbringer überwälzen.¹⁰

Neben der grundsätzlichen DRG-Vergütung ist es für die Leistungserbringer aber auch wichtig, ob die Kosten für die Behandlung eines Patienten von der gesetzlichen (GKV) oder einer privaten Kranken(voll)versicherung (PKV) übernommen werden. Innerhalb des GKV-Systems sind in Deutschland etwa 90 % der Bevölkerung gegen die mit Krankheit

⁶ Dies leitet sich aus § 109 Abs. 4 Satz 2 SGB V ab.

⁷ Vgl. SAUERLAND (2003), S. 96 ff.

⁸ Zum Fallpauschalenkatalog 2006 vgl. INEK (2006).

⁹ Vgl. 2. FALLPAUSCHALENÄNDERUNGSGESETZ (2. FPÄndG).

¹⁰ Zur Diskussion vgl. z.B. BREYER/ZWEIFEL/KIFMANN (2005), S. 423.

verbunden finanziellen Risiken abgesichert.¹¹ Beide Krankenversicherungsarten decken nahezu alle relevanten Behandlungen versicherungstechnisch ab; der Leistungskatalog der Privatversicherungen ist jedoch i.d.R. umfangreicher. So haben im PKV-System versicherte Patienten normalerweise ein Recht auf die Behandlung durch den Chefarzt sowie auf die Unterbringung im Zwei- oder Einbettzimmer. Aus diesem Grund ist es den Krankenhäusern (und den behandelnden Chefarzten) möglich, bei der Behandlung privat versicherter Patienten zusätzliche Erlöse zu generieren.

Beide Komponenten, die grundsätzliche Entlohnung innerhalb eines DRG-Systems sowie die möglichen Zusatzerlöse für privat versicherte Patienten, werden wir nun in einem kleinen Modell darstellen, um daraus testbare Hypothesen in Bezug auf das Verhalten der Entscheidungsträger im Krankenhaus ableiten zu können.

2.2 Das Modell

Wir unterstellen bei den von uns analysierten Krankenhäusern vereinfachend ein gewinnmaximierendes Verhalten.¹² Die Zielgröße der Entscheidungsträger im Krankenhaus ist damit ausschließlich der Gewinn (G), der sich aus den Erlösen (E) abzüglich der Kosten (K) ergibt:

$$(1) G = E - K$$

Auf der *Erlösseite eines Krankenhauses* unterscheiden wir zwischen der Behandlung von gesetzlich versicherten (GV) und privat versicherten (PV) Patienten. Unabhängig vom Versichertenstatus erhalten die Krankenhäuser für jeden behandelten Patienten zunächst eine identische DRG-Fallpauschale. Damit ergibt sich die Erlösfunktion (E_{GV}) für die Behandlung gesetzlich versicherter Patienten aus dem Produkt der Fallzahl (FZ_{GV}) und dem DRG-Wert zu

¹¹ Vgl. StBA (2006).

¹² Dies ist als legitim anzusehen, da zwischen non-profit und for-profit Organisationen, kein Spannungsfeld hinsichtlich der Zielfunktion bestehen muss. Zumindest kann angenommen werden, dass bedarfsorientierte Einrichtungen, wenn keine weiteren Regelungen bestehen, nicht an einem Verlust interessiert sein können, weil dann das Weiterbetreiben zumindest in der langen Frist gefährdet ist. Vgl. hierzu im Überblick KUCHINKE (2004), S. 92 f. Zu einer kritischen Diskussion vgl. SAUERLAND (2003), S. 65 ff.

¹⁴ In der Realität existieren für bestimmte Leistungen, Leistungskomplexe oder medizinische Geräte (z.B. Stents oder Herzschrittmacher) noch Zusatzentgelte und Sonderzahlungen. Diese sind im Modell nicht berücksichtigt, da für die vorliegende Fragestellung lediglich die grundsätzliche Anreizwirkung der Vergütung relevant ist. Es wird angenommen, dass gesetzlich Versicherte über keine private Zusatzversicherung für Einzelzimmer, Chefarztbehandlungen usw. verfügen.

$$(2) E_{GV} = DRG \times FZ_{GV}^{14}$$

Bei der Erlösfunktion für die Behandlung privat versicherter Patienten (E_{PV}) besteht über den DRG-Wert hinaus die Möglichkeit, zusätzliche Entgelte (ZE) durch Sonderleistungen (Einzelzimmer, Chefarztbehandlung usw.) zu generieren. Die Erlösfunktion lautet daher – in Abhängigkeit von der Zahl der privat versicherten Fälle (FZ_{PV})

$$(3) E_{PV} = DRG \times FZ_{PV} + ZE \times FZ_{PV} = (DRG + ZE) \times FZ_{PV}$$

Die gesamten *Kosten eines Krankenhauses* lassen sich in einen fixen Bestandteil (K_{fix}) und in einen variablen Anteil (K_{var}) unterscheiden. Die gesamten variablen Kosten (K_{var}) sind abhängig von den Kosten pro Patient (k_{var}) und der Anzahl der behandelten Patienten (FZ).

Damit gilt für die variablen Kosten

$$(4) K_{var} = k_{var} \times FZ$$

und die gesamten Kosten ergeben sich zu

$$(5) K = K_{fix} + K_{var} = K_{fix} + k_{var} \times FZ.$$

Die in (5) genannten Kosten entsprechen denen für die Behandlung gesetzlich Versicherter, bei denen keine Zusatzleistungen erbracht werden. Bei privat versicherten Patienten entstehen durch die Bereitstellung der in (3) berücksichtigten Zusatzleistungen jedoch auch zusätzliche variable Kosten (k_{ZE}), die in der Kostenfunktion zu berücksichtigen sind. Wir gehen davon aus, dass die zusätzlichen Erlöse immer größer sind als sie zusätzlichen Kosten. Es gilt $ZE - k_{ZE} > 0$, da der behandelnde Chefarzt einen prozentuellen Anteil der von ihm in Rechnung gestellten Leistungen an das Krankenhaus abführen muss. Daraus ergibt sich

$$(6) K_{GV} = K_{fix} + k_{var} \times FZ_{GV} \text{ und}$$

$$(7) K_{PV} = K_{fix} + (k_{var} + k_{ZE}) \times FZ_{PV}.$$

Auf Basis der Erlösfunktion (2) und der Kostenfunktion (6) lautet die zu maximierende Gewinnfunktion aus der Behandlung von gesetzlich versicherten Patienten folglich

$$(8) G_{GV} = DRG \times FZ_{GV} - K_{fix} - k_{var} \times FZ_{GV} \\ = (DRG - k_{var}) \times FZ_{GV} - K_{fix}.$$

Entsprechend ergibt sich die Gewinnfunktion für die Behandlung privat Versicherter zu

$$(9) G_{PV} = (DRG - k_{var} + ZE - k_{ZE}) \times FZ_{PV} - K_{fix} \quad \text{mit } ZE - k_{ZE} > 0.$$

Wenn ein privat versicherter Patient für ein Krankenhaus c.p. einen höheren Gewinn generiert, werden die Entscheidungsträger – bei gegebenen Behandlungskapazitäten – versuchen, die Fallzahlen bei den privat Versicherten zu erhöhen und die Zahl der gesetzlich versicherten Patienten zu senken (oder wenigstens zu begrenzen). In unserem Modell können sie dies über eine Beeinflussung der Wartezeit tun.

Wir nehmen an, dass die Wartezeit auf einen (Behandlungs-)Termin im Krankenhaus die Nachfrage beeinflusst: Je länger die Wartezeit für den Patienten ist, desto eher wird dieser sich ceteris paribus für ein anderes Krankenhaus entscheiden, da die Wartezeit aus Sicht des Patienten einen wichtigen Qualitätsparameter darstellt.¹⁵ Nutzen die Entscheidungsträger im Krankenhaus diesen Zusammenhang, so können sie die Zahl der behandelten Fälle (FZ) über die Wartezeit (WZ) auf einen Behandlungstermin beeinflussen. Aus Sicht des Krankenhauses gilt

$$(10) \text{ FZ} = \text{FZ}(\text{WZ}) \quad \text{mit } \partial \text{FZ} / \partial \text{WZ} < 0.$$

Unter Berücksichtigung dieses Zusammenhangs verändern sich die Gewinngleichungen (8) und (9) zu

$$(8a) \text{ G}_{\text{GV}} = (\text{DRG} - k_{\text{var}}) \times \text{FZ}_{\text{GV}}(\text{WZ}) - K_{\text{fix}} \quad \text{sowie}$$

$$(9a) \text{ G}_{\text{PV}} = (\text{DRG} - k_{\text{var}} + \text{ZE} - k_{\text{ZE}}) \times \text{FZ}_{\text{PV}}(\text{WZ}) - K_{\text{fix}}.$$

Eine Differenzierung der Gleichung (8a) nach der Wartezeit ergibt folgende Optimalbedingung:

$$(11) \partial \text{G}_{\text{GV}} / \partial \text{WZ} = \partial \text{FZ}_{\text{GV}} / \partial \text{WZ} \times (\text{DRG} - k_{\text{var}})$$

Eine Differenzierung der Gleichung (9a) nach der Wartezeit führt zu folgender Optimalbedingung:

$$(12) \partial \text{G}_{\text{PV}} / \partial \text{WZ} = \partial \text{FZ}_{\text{PV}} / \partial \text{WZ} \times (\text{DRG} - k_{\text{var}} + \text{ZE} - k_{\text{ZE}})$$

Das Gewinnmaximum ist aus Sicht des Krankenhauses dort erreicht, wo sowohl für Privatpatienten als auch für gesetzlich versicherte Patienten die Grenzkosten gleich den jeweiligen Grenzerlösen entsprechen.

Das Modell verdeutlicht den Anreiz für die Entscheidungsträger im Krankenhaus, die Wartezeit als Instrument zur Steuerung der Fallzahl von gesetzlich versicherten Patienten ein-

zusetzen. Dies ist aus Sicht der Entscheidungsträger sinnvoll, wenn die DRG-Entlohnung nicht die variablen Kosten der Behandlung deckt, d. h. der DRG-Deckungsbeitrag negativ ausfällt. Hingegen können privat versicherte Patienten selbst dann noch mit Gewinn aufgenommen werden, wenn der DRG-Deckungsbeitrag negativ ausfällt. Voraussetzung dafür ist jedoch, dass die Netto-Zusatzerlöse ($ZE - k_{ZE}$) ausreichend hoch sind, um den negativen DRG-Deckungsbeitrag auszugleichen oder gar über zu kompensieren.

2.3 Der Stand der Literatur

International stehen die Wartezeiten für stationäre medizinische Dienstleistungen im Fokus vieler Untersuchungen und werden aus ökonomischer und aus medizinischer Sicht diskutiert. Inwiefern Wartezeiten allgemein als Lenkungs- bzw. Zuteilungsinstrument genutzt werden und wie die Angebots- und Nachfrageseite darauf reagieren, ist z.B. umfassend für den britischen Nationalen Gesundheitsdienst untersucht worden.¹⁶ Dabei zeigt sich, dass der Einsatz des Instruments „Wartezeiten“ grundsätzlich mit Problemen verbunden sein kann.¹⁷

Für Deutschland liegen keine Studien zum Einfluss des Versichertenstatus auf den Zugang zu stationären Leistungen vor. Informationen lassen sich lediglich für den ambulanten Bereich finden. Methodisch haben die hier vorliegenden Studien häufig gemeinsam, dass potenzielle Restriktionen im Zugang zu medizinischen Leistungen auf Basis von Befragungen der Patienten, also mit Erinnerungsdaten der Versicherten, ermittelt werden. In Deutschland sind entsprechende Untersuchungen von der Kassenärztlichen Bundesvereinigung (KBV) und vom Wissenschaftlichen Institut der AOK (WIDO) durchgeführt worden.¹⁸ Beide Studien kommen zu dem Ergebnis, dass im ambulanten Bereich deutliche Unterschiede bei den Wartezeiten zwischen gesetzlich und privat versicherten Personen bestehen.

Einen methodisch anderen Weg wählten Asplin et al. (2005) in ihrer Analyse des Zugangs zu ambulante medizinischen Dienstleistungen in den USA.¹⁹ Ziel dieser Studie war es zu prüfen, ob (a) Restriktionen im Zugang zu medizinisch notwendigen ambulanten Behand-

¹⁵ Vgl. zu verschiedenen Qualitätsparametern KALLFASS (2006), S. 3 ff. Alle anderen Qualitätsparameter wie die medizinische Behandlungsqualität oder die Entfernung des Wohnortes zum Krankenhaus werden folglich nicht betrachtet und konstant gesetzt.

¹⁶ Vgl. dazu z.B. MARTIN/SMITH (1999), MARTIN/SMITH (2003) sowie MARTIN ET AL. (2007).

¹⁷ Vgl. für einen knappen Überblick CZYPIONKA ET AL. (2007) sowie die Diskussion in Abschnitt 6.

¹⁸ Vgl. ZOK (2007) sowie KBV (2006, S. 5 ff.).

¹⁹ Vgl. ASPLIN ET AL. (2005).

lungen existieren und ob dabei (b) Unterschiede existieren, die auf die Art der finanziellen Absicherung des Patienten (nicht versichert, staatlich versichert, privat versichert) zurückzuführen sind.

Im Verhältnis zu den deutschen Studien hat die Arbeit von Asplin et al. (2005) zwei wichtige Vorteile: Zum einen wird eine ökonomische mit einer medizinischen Fragestellung dadurch verbunden, dass negative medizinische Konsequenzen einer zu langen Wartezeit berücksichtigt wurden. Zum anderen basiert die Studie nicht auf Erinnerungsdaten von Patienten. Vielmehr werden Primärdaten im Rahmen eines „Feldversuchs“ erhoben: Mit Hilfe von Testanrufen wurde für verschiedene Krankheitsbilder geprüft, ob die Terminvergabe selektiv erfolgte, d. h. in Abhängigkeit von der jeweiligen finanziellen Absicherung des potentiellen Patienten.²⁰

Auf Basis dieser Primärdaten konnten Asplin et al. (2005) zeigen, dass hinsichtlich der Terminvergabe bzw. der Wartezeit erhebliche, statistisch signifikante Unterschiede bestanden, die auf den jeweiligen Versichertenstatus zurückzuführen waren. So haben beispielsweise 64,4 Prozent der privat Versicherten innerhalb von einer Woche den gewünschten Behandlungstermin erhalten. Bei den potentiellen Patienten ohne Versicherungsschutz (die zusätzlich nicht in der Lage waren, mehr als 20 \$ bar für die Behandlung zu zahlen) lag dieser Anteil hingegen lediglich bei 25,1 Prozent.

3 Studiendesign und Daten

3.1 Das Design der Studie

Um die Beschränkungen der genannten Untersuchungen für den Zugang zur medizinischen Behandlung in Deutschland zu vermeiden, entspricht das Design der vorliegenden Untersuchung methodisch weitgehend dem experimentellen Vorgehen der Studie von Asplin et al. (2005).

In einem *ersten Schritt* wurden von Medizinern drei Krankheitsbilder ausgewählt, für die aus medizinischer Sicht eine zeitnahe Behandlung notwendig ist. Erstens, aus dem Bereich Chirurgie, die Indikation „Knöchelbruch“ (Weber-B-Fraktur); zweitens, aus der Kardiologie, die Indikation „Herzkranzgefäßverengung“ (Stenose) und drittens, aus der Frau-

²⁰ Mit ähnlicher Methodik ermittelten andere Wissenschaftler bereits zu Beginn der 1990er Jahre, dass die staatlich versicherten Medicaid-Patienten in den USA Probleme beim Zugang zu ambulanten medizinischen Leistungen haben. Dabei liegt der Fokus der Analyse jedoch nicht auf Notfallbehandlungen. Vgl.

enheilkunde, die Indikation „Krebsverdacht“ (Konisation). Alle drei Krankheitsbilder sind als medizinische Routineindikationen zu bezeichnen. Sie sind nicht akut lebensbedrohlich oder als Notfall zu deklarieren, erfordern aber zwingend einen medizinischen Eingriff.²¹ Aus medizinischer Sicht wird für alle genannten Krankheitsbilder ein Behandlungstermin innerhalb von zwei Wochen nach Auftreten als erforderlich angesehen.

Nach der Auswahl der Krankheitsbilder wurden in einem *zweiten Schritt* Krankenhäuser, die über die jeweils entsprechende Fachabteilung verfügen, von einem geschulten Anrufer zwecks Terminvereinbarung angerufen. Die Interviewer begannen jedes Telefonat mit standardisierten Formulierungen zu ihrer Person und ihrer Erkrankung, jedoch nicht zum Versichertenstatus. Der Versichertenstatus ist bei den Gesprächen nur auf Nachfrage des Krankenhauses mitgeteilt worden, d.h. die Interviewer haben sich vom Grundsatz her passiv verhalten. Im Gespräch wurde von den fiktiven Patienten deutlich gemacht, dass bereits eine differenzierte Untersuchung bei einem niedergelassenen Facharzt eine Woche vor dem aktuellen Anruf erfolgt sei und die am Telefon genannte Diagnose fest stehe. Alle relevanten Voruntersuchungen und Aufklärungsgespräche seien bereits vorgenommen worden. Die eigentliche, vom Facharzt angeratene stationäre Behandlung sei jedoch aufgrund eines Umzugs in die Stadt des angerufenen Krankenhauses noch nicht durchgeführt worden.

Da die Anrufer bei einer Abfrage des Versichertenstatus durch das Krankenhaus zunächst die Rolle eines gesetzlich Versicherten eingenommen haben, sind in einem *dritten Schritt* alle Krankenhäuser, die aktiv den Versichertenstatus abgefragt haben, vom gleichen Probanden nach 14 Tagen noch einmal angerufen worden.²² Dabei hat sich der Anrufer in diesem zweiten Anruf als fiktiver Privatpatient ausgegeben und versucht, einen Termin zu vereinbaren.²³ Durch dieses Vorgehen kann für das jeweilige Krankenhaus eine mögliche Abweichung bei der Terminvergabe zwischen gesetzlich und privat Versicherten geprüft werden.²⁴

MASG (1994). Dass nicht versicherte Patienten in den USA Probleme hinsichtlich des Zugangs zu medizinischen Dienstleistungen haben, zeigen auch andere Studien. Vgl. zum Überblick z.B. IMCCU (2002).

²¹ Der Eingriff muss medizinisch determiniert bei der Fraktur innerhalb weniger Tage und bei den anderen beiden Erkrankungen ebenfalls kurzfristig erfolgen.

²² Zwischen den Anrufen ist eine Zeitspanne von 14 Tagen eingehalten worden, um die Wahrscheinlichkeit zu verringern, dass der Anrufer von der Kontaktperson beim zweiten Anruf wieder erkannt wird.

²³ In einem *vierten Schritt* sind schließlich die vereinbarten Termine von den fiktiven Patienten wieder abgesagt worden, um keine Kapazitäten für echte Patienten zu blockieren.

²⁴ Falls eine Terminvergabe beim ersten Anruf ohne Abfrage des Versichertenstatus erfolgt ist, so ist das Krankenhaus nicht noch einmal angerufen worden, da der Versichertenstatus bei der Terminvergabe offenbar keine Rolle spielt.

3.2 Die Daten

Die für die Untersuchung relevanten Krankenhäuser wurden anhand des Klinikverzeichnisses für Deutschland (Stand 31.12.2003) ausgewählt.²⁵ Tabelle 1 zeigt, dass von den insgesamt 2.122 relevanten Häusern 1.339 eine chirurgische Abteilung haben, 235 Krankenhäuser eine Kardiologie und 1.065 Häuser eine Abteilung „Frauenheilkunde/Geburtshilfe“.²⁶ Diese Zahlen stellen die jeweilige Grundgesamtheit bei den genannten Krankheitsbildern dar. Daraus ergeben sich die in Tabelle 1 (Spalte 3) aufgeführten notwendigen Stichprobenumfänge.²⁷

Plankrankenhäuser mit	Grundgesamtheit	Stichprobe	Abfrage	Ausschluss
Chirurgie	1.339	194	19	39
Kardiologie	235	107	58	30
Frauenheilkunde	1.065	184	45	118
Summe		485	122	187

Tabelle 1: Stichprobenumfang und getätigte Anrufe

Im oben genannten zweiten Schritt der Untersuchung wurden in der Zeit vom 25.04.2006 bis 25.01.2007 bei zufällig ausgewählten Krankenhäusern bundesweit Termine im Umfang der notwendigen Stichprobe vereinbart.²⁸ Um den angestrebten Stichprobenumfang zu erreichen, mussten jedoch mehr als 485 Anrufe getätigt werden.²⁹ Gründe dafür waren beispielsweise, dass die angerufenen Häuser nur Belegkliniken in der jeweiligen Abteilung aufwiesen, die nachgefragte Leistung nicht anboten oder Termine nicht an Patienten, sondern nur an Fachärzte vergaben. Die Anzahl der auf dieser Basis auszuschließenden Häuser ist als „Ausschluss“ in der fünften Spalte von Tabelle 1 zu erkennen.³⁰ Für den Bereich

²⁵ Vgl. STBA (2005).

²⁶ Ob eine bestimmte Leistung in einem Klinikum angeboten wird, ist davon abhängig gemacht worden, ob eine entsprechende Abteilung vorhanden ist.

²⁷ Zur Berechnung sind die minimal erforderlichen Stichprobenumfänge mit einer Sicherheitswahrscheinlichkeit von 95 %, einem tolerierten Stichprobenfehler von maximal 7 % und der Anteil der Krankenhäuser aufgrund fehlender Erfahrungswerte konservativ auf 50 % angesetzt worden. Die zugrunde liegende Formel und entsprechende Angaben zur Berechnung der Stichprobenumfänge werden auf Anfrage herausgegeben.

²⁸ Um den möglichen Einfluss eines der Krankenhausbudgetauslastung zu berücksichtigen, sind ein Teil der Anrufe zum Jahresende 2006 durchgeführt worden.

²⁹ Es ist theoretisch möglich, dass als gesetzlich Versicherter in einem Krankenhaus insgesamt drei Termine separat vereinbart worden sind.

³⁰ Für jedes aussortierte Krankenhaus ist folglich ein alternatives Krankenhaus aus der Grundgesamtheit zufällig nachnominiert worden.

der Chirurgie heißt das beispielsweise, dass für die notwendigen 194 Termine in der ersten Befragungsrunde 233 Krankenhäuser angerufen worden sind.

Die Zahl der Krankenhäuser, die den Versicherungsstatus beim ersten Kontakt aktiv abgefragt haben, ist in der vierten Spalte von Tabelle 1 eingetragen. Diese sind dann zwecks Bildung einer Kontrollgruppe in der zweiten Runde noch einmal angerufen worden. Bezogen auf die drei Krankheitsbilder sind somit bundesweit insgesamt 607 Termine vereinbart worden.³¹ Die Variablen, die im Rahmen dieser Anrufe erhoben wurden – und die dann in die weitere empirische Analyse eingegangen sind –, sind in Tabelle 2 enthalten.

Variablen, die für die gesamte Stichprobe erhoben wurden	
Name	Beschreibung
Wartezeit	Bruttowartezeit auf einen Behandlungsterm
Wartezeitabgefragt	Bruttowartezeit auf einen Behandlungstermin bei den Krankenhäusern, die den Versicherungsstatus abfragen
Wartezeit_n_abgefragt	Bruttowartezeit auf einen Behandlungstermin bei den Krankenhäusern, die den Versicherungsstatus nicht abfragen
Wartezeitknoechel	Bruttowartezeit auf einen Behandlungstermin für die Diagnose Knöchelbruch
Wartezeitstenose	Bruttowartezeit auf einen Behandlungstermin für die Diagnose Stenose
Wartezeitkrebsverdacht	Bruttowartezeit auf einen Behandlungstermin für die Diagnose Krebsverdacht
Wartezeitprivtraeger	Bruttowartezeit auf einen Behandlungstermin bei Krankhäusern in privater Trägerschaft
Wartezeitoefftraeger	Bruttowartezeit auf einen Behandlungstermin bei Krankhäusern in öffentlich-rechtlicher Trägerschaft
Wartezeitreigemeintraeger	Bruttowartezeit auf einen Behandlungstermin bei Krankhäusern in freigemeinnütziger Trägerschaft
Bettenzahl	Bettenzahl im behandelnden Krankenhaus

Tabelle 2: Teil 1 – Liste der verwendeten Variablen

³¹ Vgl. hierzu auch Tabelle 2.

Variablen, die für die selektierte Stichprobe ausgewertet wurden	
Name	Beschreibung
Wartezeitpkv	Bruttowartezeit der privat versicherten Patienten, nur Berücksichtigung der Krankenhäuser die den Versichertenstatus abgefragt haben
Wartezeitgkv	Bruttowartezeit der gesetzlich versicherten Patienten, nur Berücksichtigung der Krankenhäuser die den Versichertenstatus abgefragt haben
Termin1wohegkv	1, wenn Patient gesetzlich versichert ist und innerhalb 1 Woche Termin erhält, sonst 0
Termin1wohepkv	1, wenn Patient privat versichert ist und innerhalb 1 Woche Termin erhält, sonst 0
Termin2wohengkv	1, wenn Patient gesetzlich versichert ist und innerhalb 2 Wochen Termin erhält, sonst 0
Termin2wohenpkv	1, wenn Patient privat versichert ist und innerhalb 2 Wochen Termin erhält, sonst 0
Wartezeitkvst	Bruttowartezeit der privat versicherten Patienten der Diagnose „Stenose“, nur Berücksichtigung der Krankenhäuser die den Versichertenstatus abgefragt haben
Wartezeitpkvst	Bruttowartezeit der privat versicherten Patienten der Diagnose „Stenose“, nur Berücksichtigung der Krankenhäuser die den Versichertenstatus abgefragt haben
Wartezeitkvkn	Bruttowartezeit der privat versicherten Patienten der Diagnose „Knöchelbruch“, nur Berücksichtigung der Krankenhäuser die den Versichertenstatus abgefragt haben
Wartezeitpkvkn	Bruttowartezeit der privat versicherten Patienten der Diagnose „Knöchelbruch“, nur Berücksichtigung der Krankenhäuser die den Versichertenstatus abgefragt haben
Wartezeitpkvkrv	Bruttowartezeit der privat versicherten Patienten der Diagnose „Krebsverdacht“, nur Berücksichtigung der Krankenhäuser die den Versichertenstatus abgefragt haben
Wartezeitkvkrv	Bruttowartezeit der privat versicherten Patienten der Diagnose „Krebsverdacht“, nur Berücksichtigung der Krankenhäuser die den Versichertenstatus abgefragt haben

Tabelle 2: Teil 2 – Liste der verwendeten Variablen

Für eine Auswahl der erhobenen Daten zeigt Tabelle 3 eine deskriptive Statistik. Hier sind die Anzahl der Beobachtungen, der arithmetische Mittelwert, die Standardabweichung sowie der Minimal- und der Maximalwert der Daten ausgewiesen.³²

Variable	Beobachtungen	Mittelwert	Standardabweichung	Min	Max
Wartezeit	607	8,3081	8,2857	1	90
Wartezeitabgefragt	244	9,7541	7,6090	1	48
Wartezeit_n_abgefragt	363	6,4986	8,2238	1	90
Wartezeitknoechel	213	2,5235	4,4204	1	54
Wartezeitstenose	165	13,3454	10,8844	1	90
Wartezeitkrebsverdacht	229	8,7043	4,8478	1	36
Wartezeitprivtraeger	81	6,1358	8,3990	1	54
Wartezeitoeffraeger	294	7,8809	8,6623	1	90
Wartezeitregemeintraeger	232	8,2974	7,2332	1	45
Selektierte Stichprobe	Beobachtungen	Mittelwert	Standardabweichung	Min	Max
Wartezeitpkv	122	8,9667	7,0996	1	45
Wartezeitgkv	122	10,5533	7,9788	1	48
Wartezeitknoechel	38	3,3947	4,0706	1	23
Wartezeitstenose	116	12,8534	9,0518	1	48
Wartezeitkrebsverdacht	90	8,4254	3,7148	1	21
Wartezeitprivtraeger	16	9,4375	7,4204	1	29
Wartezeitoeffraeger	130	9,0930	7,6663	1	48
Wartezeitregemeintraeger	98	10,6667	7,5457	1	45

Tabelle 3: Deskriptive Statistik

4 Analyse

4.1 Die Hypothese

Die Daten in Tabelle 1 zeigen, dass bei den 485 getätigten Anrufen zur Vereinbarung eines Termins in 122 Fällen aktiv abgefragt wurde, ob der potentielle Patient gesetzlich oder privat versichert ist. Für 25 Prozent der angerufenen Krankenhausabteilungen ist damit die Art der Versicherung offensichtlich relevant. Auf Basis der theoretischen Überlegungen liegt die Vermutung nahe, dass von diesen Krankenhäusern (a) die Behandlung von privat versicherten Patienten bevorzugt und daher (b) die Wartezeit als Steuerungsinstrument –

³² Sämtliche Berechnungen wurden mit dem Programm *Stata 9.0* durchgeführt.

zu Gunsten der privat Versicherten – eingesetzt wird. Aus diesem Grund lautet die in der nachfolgenden Analyse getestete Hypothese:

Privatpatienten erhalten in deutschen Krankenhäusern im Schnitt schneller einen Behandlungstermin als gesetzlich versicherte Patienten mit der gleichen medizinischen Indikation.

Die Validität dieser Hypothese haben wir in einem mehrstufigen Schätzverfahren getestet.

4.2 Das Schätzverfahren

In einem ersten Schritt haben wir für die Gruppe der 122 abfragenden Krankenhäuser geprüft, ob die Bruttowartezeit auf einen Behandlungstermin vom Status als privat oder gesetzlich Versicherter abhängig ist. Dazu wurde der Mittelwert der Bruttowartezeit³³ für privat Versicherte in diesen Häusern mit dem Bruttowartezeit-Mittelwert der gesetzlich versicherten Anrufer verglichen. Da es sich um eine abhängige Stichprobe handelt (die 122 Krankenhäuser wurden jeweils zweimal angerufen), erfolgt der Vergleich auf Basis des T-Tests für gepaarte Stichproben. Im Vergleich zu einer anderen, zufällig ausgewählten Kontrollgruppe von Krankenhäusern, bei der ein Mittelwertvergleich anhand eines T-Tests für unabhängige Stichproben erfolgen könnte, können so zufällige Unterschiede zwischen den Krankenhausgruppen bezüglich ihrer Zusammensetzung ausgeschlossen werden.

Um aber auch einen solche Kontrollgruppe zu berücksichtigen, vergleichen wir im zweiten Schritt mit Hilfe eines T-Teste für unabhängige Stichproben die durchschnittlichen Wartezeiten, die wir in der Gruppe der abfragenden Krankenhäuser ermittelt haben, mit der durchschnittlichen Wartezeit, die bei den nicht-abfragenden Krankenhäusern erhoben wurde.

Schließlich haben wir als weitere Kennziffer für eine mögliche Diskriminierung von gesetzlich versicherten Patienten ermittelt, wie groß der Anteil der privat Versicherten ist, die innerhalb einer Woche (und innerhalb von zwei Wochen) einen Behandlungstermin erhalten – und wie groß die entsprechenden Anteile der gesetzlich Versicherten sind. Da bei diesem Vergleich dichotome Merkmale (Termin innerhalb einer Woche entspricht 0, sonst 1) vorliegen, wurde der McNemars Test durchgeführt.

³³ Die in der Studie ermittelte Bruttowartezeit enthält die Zahl der Tage vom Tag des Anrufs bis zum Termin inklusive aller Feiertage und der Wochenenden (Samstag/Sonntag).

Darüber hinaus haben wir – wiederum für die Gruppe der 122 Krankenhäuser – überprüft, ob andere Faktoren als der Versicherungsstatus ebenfalls einen nachweisbaren Einfluss auf die Bruttowartezeit haben. Die Resultate dieser Analyse werden in einem anderen Beitrag präsentiert.³⁴

³⁴ Im Rahmen dieser Analyse haben wir anhand einer KQ-Regression sowie mit Hilfe einer zweistufigen Heckman-Schätzung die Bruttowartezeit, als zu erklärende Variable, mit krankenhäus-, diagnosespezifischen und regionalen Faktoren geschätzt Vgl. dazu KUCHINKE/SAUERLAND/WÜBKER (2008).

4.3 Die Ergebnisse

Eine erste Antwort auf die Frage, ob Privatpatienten in deutschen Krankenhäusern im Schnitt schneller einen Behandlungstermin erhalten als gesetzlich versicherte Patienten, ist in Tabelle 4 dokumentiert.

Variable	Beobachtungen	Mittelwert	Standardfehler	95 % Konfidenzintervall	
Alle Diagnosen					
Wartezeitgkv	122	10,55	0,73	9,11	11,99
Wartezeitpkv	122	8,97	0,65	7,68	10,25
Differenz	0	-1,59**	0,72	-2,94	-0,23
Mittelwert(diff) = Mittelwert(bwzgesetz - bwzprivat)					
Ha: Mittelwert(diff) != 0, t = 2,4106 Pr(T > t) = 0,017**					
Ha: Mittelwert(diff) > 0, t = 2,4106 Pr(T > t) = 0,009***					
Stenose					
Wartezeitgkvst	58	13,89	1,24	11,39	16,39
Wartezeitpkvst	58	11,81	1,12	9,57	14,05
Differenz	0	-2,08**	1,24		
Mittelwert(diff) = Mittelwert(bwzgesetz - bwzprivat)					
Ha: Mittelwert(diff) != 0, t = 1,6743, Pr(T > t) = 0,049**					
Ha: Mittelwert(diff) > 0, t = 1,6743, Pr(T > t) = 0,099*					
Knöchelbruch					
Wartezeitgkvkn	19	4,73	1,18	2,26	7,21
Wartezeitpkvkn	19	2,05	0,45	1,09	3,00
Differenz	0	-2,68**	1,19	-5,19	-0,18
Mittelwert(diff) = Mittelwert(bwzgesetz - bwzprivat)					
Ha: Mittelwert(diff) != 0, t = 2,25 Pr(T > t) = 0,037**					
Ha: Mittelwert(diff) > 0, t = 2,25, Pr(T > t) = 0,018**					
Krebsverdacht					
Wartezeitgkvkrv	45	8,65	0,56	7,53	9,78
Wartezeitpkvkrv	45	8,20	0,54	7,11	9,29
Differenz	0	-0,45	0,55	-1,57	0,66
Mittelwert(diff) = Mittelwert(bwzgesetz - bwzprivat)					
Ha: Mittelwert(diff) != 0, t = 0,82, Pr(T > t) = 0,21					
Ha: Mittelwert(diff) > 0, t = 0,82, Pr(T > t) = 0,41					
Standardfehler in Klammern, Signifikanzniveau: ***P < 0,01, **P < 0,05, *P < 0,10					

Tabelle 4: Terminvergabe in Abhängigkeit von der Versicherungsform

Für die Gruppe der Krankenhäusern, für die der Versichertenstatus offensichtlich eine Rolle spielt, zeigen die in Tabelle 4 dargestellten Werte, dass gesetzlich versicherte Patienten mit einer signifikant höheren Wartezeit auf einen Behandlungstermin rechnen müssen als die Privatversicherten: Während gesetzlich Versicherte im Durchschnitt 10,55 Tage auf einen Termin warten müssen, warten privat versicherte Patienten lediglich 8,97 Tage. Bei den in der Studie enthaltenen Krankheitsbildern müssen Versicherte aus dem Bereich der GKV durchschnittlich also etwa 20 % (d. h. etwa 1,6 Tage) länger auf einen Behandlungstermin warten als Privatpatienten. Dieser Unterschied zwischen den Versichertengruppen ist sowohl bei zweiseitiger Hypothese als auch bei einseitiger Testhypothese statistisch hoch signifikant und gilt auch für die verschiedenen Diagnosen, wobei für die Diagnose „Krebsverdacht“ der Unterschied nicht signifikant ist.

Vergleicht man die Wartezeiten in der Gruppe der aktiv den Versichertenstatus abfragenden Krankenhäuser mit den Werten, die in der Gruppe der nicht-abfragenden Krankenhäuser ermittelt wurden, so ergibt sich folgendes Bild: Patienten, die in Krankenhäusern einen Behandlungstermin nachfragen, für die der Versichertenstatus eine scheinbar weniger wichtige Rolle spielt, erhalten im Schnitt bereits nach 6,5 Tagen einen Behandlungstermin. Dieser Wert ist signifikant niedriger als die oben genannte durchschnittliche Wartezeit der gesetzlich versicherten Patienten in Krankenhäusern, die den Versichertenstatus aktiv abfragen.³⁵

Auch bei den Anteilen derjenigen Patienten, die innerhalb einer Woche einen Behandlungstermin erhalten, zeigen sich signifikante Unterschiede: Während 41 Prozent der privat Versicherten innerhalb einer Woche einen Termin erhalten, sind es bei den gesetzlich versicherten Patienten nur 28 Prozent. Dieses Ergebnis verändert sich nicht wesentlich, wenn man den Zeitraum bis zum Behandlungstermin verlängert. Innerhalb von zwei Wochen nach Anruf erhalten nämlich nur 73 Prozent der gesetzlich versicherten Patienten einen Termin, während der Anteil der privat Versicherten in diesem Zeitraum bereits bei 81 Prozent liegt. Diese Unterschiede sind wiederum – sowohl für den Zeitraum von einer Woche

³⁵ In Abhängigkeit vom Krankheitsbild zeigen die betrachteten, Kliniken ein unterschiedliches Abfrageverhalten hinsichtlich des Versichertenstatus, aus dem sich auch Unterschiede in den Wartezeiten ergeben. Dies kann berücksichtigt werden, indem die Wartezeit für die Krankheitsbilder miteinander verglichen werden (Wert für aktiv abfragende Häuser in Klammern). Für die Stenose mit 6,9 Tagen (vs. 12,85 Tage) und für die Diagnose „Krebsverdacht“ mit 7,4 Tagen (vs. 8,44 Tage) lässt sich eine signifikant geringere Wartezeit nachweisen, während sich die Wartezeit beim Knöchelbruch mit 3,6 Tagen (3,4 Tage) zwischen den zwei Gruppen statistisch nicht unterscheidet.

als auch für zwei Wochen – statistisch signifikant, wie die Ergebnisse in Tabelle 5 zeigen.³⁶

Variable	Beobachtungen	Mittelwert	McNemar's chi2	P-wert
Termin1wochegkv	122	0,28	6,40	0,0114**
Termin1wochepkv	122	0,41		
Termin2wochengkv	122	0,73	3,13	0,071*
Termin2wochenpkv	122	0,81		
Signifikanzniveau: ***P < 0,01, **P < 0,05, *P < 0,10				

Tabelle 5: Anteil der Patienten mit Termin für OP nach 1 bzw. 2 Wochen

Auch bei dieser Kennziffer haben wir die Kontrollgruppe der nicht aktiv den Versichertenstatus abfragenden Krankenhäuser berücksichtigt: Hier erhalten 62 Prozent der Patienten innerhalb einer Woche einen Behandlungstermin und 89 Prozent innerhalb von zwei Wochen. Auch diese Werte sind höher als die oben genannten Anteilswerte.³⁷

Als Ergebnis lässt sich daher festhalten:

Die Nullhypothese kann – auf Basis der von uns erhobenen Daten – nicht widerlegt werden. Wir müssen also davon ausgehen, dass (a) ein Teil der Krankenhäuser in Deutschland die Wartezeit als Instrument zur Steuerung ihrer Patientenströme aktiv einsetzt und dass dabei (b) Privatpatienten einen schnelleren Zugang zu den stationären medizinischen Leistungen erhalten als gesetzlich versicherte Patienten.

5 Diskussion und Fazit

Die vorliegende Studie zeigt erstmalig, dass der Zugang zu kurzfristig erforderlichen, stationären medizinischen Dienstleistungen in Deutschland von der Art der Versicherung abhängig sein kann: 25 Prozent der Krankenhäuser fragen aktiv den Versichertenstatus ab. In Häusern erhalten privat Versicherte signifikant schneller einen Behandlungstermin als gesetzlich Versicherte.

So müssen gesetzlich Versicherte durchschnittlich etwa 1,6 Tage länger auf einen Behandlungstermin warten als Privatpatienten. Innerhalb einer Woche erhalten in diesen Krankenhäusern nur 28 Prozent der gesetzlich Versicherten einen Termin, während dies in der Gruppe der privat Versicherten immerhin 41 Prozent sind. Auch wenn man den Betracht-

³⁶ Die Unterschiede zeigen sich auch für die verschiedenen Diagnosegruppen. Sie erreichen aber – auch aufgrund der geringen Fallzahl – keine statistische Signifikanz.

tungszeitraum auf zwei Wochen ausdehnt, erhalten privat versicherte Patienten öfter einen Termin als gesetzlich versicherte Patienten.

Unsere Analyse bestätigt für den stationären Bereich die Ergebnisse des WIdO für den ambulanten Bereich in Deutschland. Sie steht auch im Einklang mit den Ergebnissen, die Asplin et al. (2005) für den us-amerikanischen stationären Sektor ermittelt haben. Dort zeigen sich allerdings weitaus stärkere Differenzen beim Zugang zu medizinisch notwendigen Behandlungen als dies in Deutschland der Fall ist.

Das experimentelle Vorgehen in der vorliegenden Studie sowie die Berücksichtigung von alternativen Einflussfaktoren auf die Wartezeit haben Vorteile gegenüber den Arbeiten, die über den ambulanten Bereich in Deutschland erstellt worden sind. Durch das Studiendesign können wir berücksichtigen, dass die beobachteten Wartezeiten von verschiedenen angebots- und nachfrageseitigen Faktoren abhängen.³⁸ Aufgrund der wiederholten Anrufe in einen Krankenhaus bzw. einer Abteilung kann man speziell auf den Einfluss des Versichertenstatus kontrollieren und die Bedeutung der Wartezeit als Rationierungsinstrument herausfiltern.³⁹

Für die weitere Interpretation und Einordnung dieser Ergebnisse müssen allerdings noch drei relevante Kontexte genauer betrachtet werden: ein betriebswirtschaftlicher, ein medizinischer und ein gesamtwirtschaftlich-gesundheitspolitischer.

Im *betriebswirtschaftlichen Kontext* stellt sich die Frage, warum nur 25 Prozent der angerufenen Krankenhäuser bzw. Abteilungen aktiv den Versichertenstatus abfragen – und 75 Prozent dies nicht tun. Eine mögliche Antwort besteht darin, dass die finanziellen Vorteile aus der Behandlung von Privatpatienten in den nicht-abfragenden Krankenhäusern nicht so groß sind, dass ein diskriminierender Einsatz der Wartezeit lohnend erscheint. Möglicherweise ist auch die Kapazität in diesen Häusern nicht so weit ausgelastet, dass eine Selektion sinnvoll ist, so dass vielmehr zunächst eine höhere Auslastung im Vordergrund steht. Eine unterausgelastete Kapazität könnte auch begründen, warum die durchschnittliche Wartezeit in den nicht-abfragenden Krankenhäusern geringer ist als in den abfragenden. In letztgenannten ist die Kapazität möglicherweise eine stärkere Restriktion, die zu einer stärkeren Selektion der Patienten motiviert. Die von uns erhobenen Daten ermöglichen allerdings keine Klärung dieser möglichen Zusammenhänge.

³⁷ Dieses Ergebnis lässt sich auch für die Diagnosen Stenose und Krebsverdacht ermitteln.

³⁸ Vgl. CZYPIONKA ET AL. (2007) sowie KUCHINKE/SAUERLAND/WÜBKER (2008).

Beschränkungen des Erklärungsgehalts unserer Ergebnisse finden sich auch im *medizinischen Kontext*. Dort gilt es für die bessere Einordnung unserer Ergebnisse zu klären, wie sich eine Veränderung der Wartezeit auf den Gesundheitszustand auswirkt. So ist zu klären, ab welcher Wartezeit eine lebensgefährliche gesundheitliche Gefährdung vorliegt. In der vorliegenden Studie sind die Krankheitsbilder so gewählt, dass eine medizinische Behandlung kurzfristig erfolgen muss bzw. sollte. Daher ist davon auszugehen, dass bezogen auf die analysierten Krankheitsbilder eine zeitnahe Behandlung der Patienten einerseits die (zukünftige) Lebensqualität der Patienten erhöht und andererseits die Wahrscheinlichkeit für schlechtere medizinische Ergebnisse sinkt.⁴⁰ Inwiefern andere Krankheitsbilder zu veränderten Ergebnissen führen, müsste überprüft werden.

Schließlich müssen im *gesamtwirtschaftlich-gesundheitspolitischen Kontext* zwei Fragen gestellt werden, die über den Rahmen der hier vorgelegten Analyse hinausgehen: Erstens, ob und wie sich eine Veränderung der Wartezeit auf die Behandlungskosten (und damit auf die Ausgaben im Gesundheitswesen) auswirkt und zweitens, ob und wie Patienten darauf reagieren, wenn sie keinen zeitnahen Behandlungstermin erhalten.

Zur Beantwortung der ersten Frage können internationale Studien herangezogen werden. Diese deuten darauf hin, dass durch eine Reduktion der Wartezeiten Kosten eingespart werden können.⁴¹ Einschränkend ist allerdings zu sagen, dass die Studien insbesondere die Wirkung von ausgedehnten Wartezeiten über mehrere Monate analysieren. Dies ist ein Unterschied zur hier vorliegenden Studie, die lediglich Unterschiede im Tagesbereich nachweist.⁴² Ungeachtet dessen ist die grundsätzliche Wirkung auch für kürzere Wartezeiten immer dann relevant, wenn die medizinisch maximale Wartezeit überschritten wird. Es geht also darum zu analysieren, ob etwa kostenintensive Behandlungen auszuführen sind, die daraus resultieren, dass keine zeitadäquate Versorgung erfolgt ist.⁴³ Gleichzeitig könnte aber auch diskutiert und untersucht werden, welche Kosten entstehen oder eben nicht entstehen, wenn keinerlei Wartezeiten gegeben sind.

³⁹ Vgl. zu den Vorteilen eines experimentellen Studiendesigns HOLLAND (1986) sowie RUBIN (1974).

⁴⁰ Vgl. auch zur allgemeinen Diskussion bezüglich der medizinischen Bedeutung von Wartezeiten PRENTICE/PFIZER (2007), GREEN/SAVIN/MURRAY (2007) und CZYPIONKA ET AL. (2007).

⁴¹ Vgl. CZYPIONKA ET AL. (2007), S. 12 sowie CSE (2006).

⁴² Der Analysehorizont ist verglichen mit der vorliegenden Studie in den internationalen Arbeiten also wesentlich länger und die Ergebnisse sind daher wahrscheinlich nicht so ohne Weiteres zu übertragen.

⁴³ Beim Knöchelbruch wäre dann z.B. eine Operation zur Korrektur der Fraktur notwendig.

Bezüglich der zweiten Frage ist zu vermuten, dass längere Wartezeiten Patienten eher dazu veranlassen, Alternativen zu suchen. Allerdings deuten internationale Studien darauf hin, dass die Nähe zum Krankenhaus sowie kurze Transportzeiten dazu beitragen, längere Wartezeiten zu akzeptieren.⁴⁴ In diesem Zusammenhang sind Behandlungsalternativen vor Ort und damit die Marktstruktur als wichtige Bestimmungsfaktoren für das Verhalten zu nennen.⁴⁵ National lassen die Veröffentlichungen des Bundeskartellamtes ähnliche Zusammenhänge für Deutschland vermuten.⁴⁶

Trotz dieser noch offenen Fragen dürften die hier vorgestellten Ergebnisse sowohl für die Öffentlichkeit als auch für politische Entscheidungsträger von Interesse sein. Dies gilt nicht zuletzt auch vor dem Hintergrund der in Deutschland immer wieder geführten, grundsätzlichen Diskussion um eine Zwei-Klassen-Medizin, in der es eben auch um den Zugang zu medizinischen Dienstleistungen geht.

⁴⁴ Vgl. BIRK/HENRIKSON (2006). Für einen knappen Überblick vgl. CZYPIONKA ET AL. (2007).

⁴⁵ Zusätzlich ist die Mobilität der Patienten zu berücksichtigen.

⁴⁶ Vgl. im Überblick KUCHINKE/KALLFASS (2006, 2007).

Literaturverzeichnis

- ASPLIN, B. R. ET AL. (2005), Insurance Status and Access to Urgent Ambulatory Care Follow-up Appointments, in: JAMA, Vol. 294, S. 1.248-1.254.
- BIRK, H. O., HENRIKSON, L. O. (2006), Why do not all hip and knee patient facing long waiting times accept re-referral to hospitals with short waiting times? Questionnaire study, Health Policy, Vol. 77, S. 318-325.
- BREYER, F., ZWEIFEL, P., KIFMANN, P. (2005): Gesundheitsökonomie, 5. Aufl., Berlin u.a.
- CSE – THE CENTRE OF SPATIAL ECONOMICS (2006), , The Economic Costs of Wait Times in Canada, abgerufen im Internet (15.8.2007) unter: http://www.csls.ca/events/CM_A-CSLS/BCMA-CMA-waittimes.pdf.
- CZYPIONKA, T. ET AL. (2007), Warten in Europa: Ein internationaler Vergleich bei Elektivoperationen, Health System Watch I/2007.
- FALLPAUSCHALENKATALOG (2006): abgerufen im Internet (1.10.2007) unter: http://www.g-drg.de/cms/index.php/inek_site_de/g_drg_system_2006/fallpauschalen_katalog/fallpauschalen_katalog_2006.
- GKV-WSG – GESETZ ZUR STÄRKUNG DES WETTBEWERBS IN DER GESETZLICHEN KRANKENVERSICHERUNG (GKV-Wettbewerbsstärkungsgesetz – GKV-WSG, Bundesgesetzblatt, Jahrgang 2007, Teil I, Nr. 11, ausgegeben zu Bonn am 30. März 2007).
- GREEN, L. V., SAVIN, S., MURRAY, M. (2007), Providing timely access to care: what is the right patient panel size? Joint Commission Journal on Quality and Patient Safety, Vol. 33(4), S. 211-8.
- HECKMAN, J. J. (1976), The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a simple Estimator for Such Models, in: Annals of Economic and Social Measurement, Vol. 5, S. 475-492.
- HOLLAND, P. W. (1986), Statistics and Causal Inference, Journal of the American Statistical Association“, Vol. 81 (396), S. 945-960.
- INEK – INSTITUT FÜR DAS ENTGELTSYSTEM IM KRANKENHAUS (2006): Fallpauschalenkatalog 2007, abgerufen im Internet (20.3.2006) unter: http://www.g-drg.de/service/download/veroeff_2006/Fallpauschalenkatalog_2006_050929.pdf.
- IMCCU – INSTITUTE OF MEDICINE COMMITTEE ON THE CONSEQUENCES OF UNINSURANCE (2002): Care Without Coverage: Too Little, Too Late, Washington, DC.
- KALLFASS, H. H. (2006): Räumlicher Wettbewerb zwischen Allgemeinen Krankenhäusern, Diskussionspapier Nr. 50, TU Ilmenau, Institut für Volkswirtschaftslehre.
- KBV – KASSENÄRZTLICHE BUNDESVEREINIGUNG (2006): Versichertenbefragung der Kassenärztlichen Bundesvereinigung, Ergebnisse einer repräsentativen Bevölkerungsbefragung, abgerufen im Internet (20.10.2007) unter: <http://daris.kbv.de/daris/doccontent.dll?LibraryName=EXTDARIS^DMSSLAVE&SystemType=2&LogonId=e46cf628e82a2fc4d62d51fb317cbb0e&DocId=003752082&Page=1>.
- KUCHINKE, B. A. (2004): Krankenhausdienstleistungen und Effizienz in Deutschland: Eine industrieökonomische Analyse, Gesundheitsökonomische Beiträge Nr. 43, Baden-Baden.
- KUCHINKE, B. A., KALLFASS, H. H. (2006), Aktuelle Kontroversen bezüglich der ökonomischen Beurteilung von Krankenhauszusammenschlüssen in Deutschland, in: Wirtschaft und Wettbewerb, 56. Jg., Heft 10, Oktober 2006, S. 991-1.003 (mit Prof. Dr. Hermann H. Kallfass).

- KUCHINKE, B. A., KALLFASS, H. H. (2007): Die Praxis der räumlichen Marktabgrenzung bei Krankenhauszusammenschlüssen in den USA und in Deutschland: Eine wettbewerbsökonomische Analyse, in: Zeitschrift für Wettbewerbsrecht, 5. Jg., Heft 3, S. 319-337.
- KUCHINKE, B. A., SAUERLAND, D., WÜBKER, A. (2008), Determinanten der Wartezeit auf einen Behandlungstermin in deutschen Krankenhäusern – Eine empirische Analyse, Diskussionspapier Nr. 56, TU Ilmenau, Institut für Volkswirtschaftslehre, Januar 2008.
- MARTIN, S., SMITH, P. C. (1999), Rationing by waiting list: an empirical investigation, in: Journal of Public Economics, Vol. 74(3), S. 404-417.
- MARTIN, S., SMITH, P. C. (2003), Using panel methods to model waiting times for National Health Service Surgery, in: Journal of the Royal Statistical Society, Series A, Vol. 166 (3), S. 369-387.
- MARTIN, S. ET AL. (2007), The market for elective surgery: joint estimation of supply and demand, in: Journal of Health Economics, forthcoming.
- MASG – MEDICAID ACCESS STUDY GROUP (1994), Access to Medicaid recipients to outpatient care, in: New England Journal of Medicine, Vol. 330, S. 1426-1430.
- O.V. (2005): Privatpatienten werden bevorzugt behandelt, in: Die Welt vom 12.7.2005, 60. Jg., S. 35.
- PRENTICE, J. C, PFIZER, S. D. (2007): Delayed access to health care and mortality, in: Health Services Research, Vol. 42(2), S. 644-62.
- RUBIN, D. B. (1974), Estimating Causal Effects of Treatment in Randomized and Nonrandomized Studies, in: Journal of Educational Psychology, Vol. 66, S. 688-701.
- SAUERLAND, D. (2003), Gesundheitspolitik in Deutschland, Reformbedarf und Entwicklungsperspektiven, 2. Auflage, Gütersloh.
- SAUERLAND, D. (2004), Die Gesetzliche Krankenversicherung in der Sozialen Marktwirtschaft: eine ordnungspolitische Analyse, in: ORDO · Jahrbuch für die Ordnung von Wirtschaft und Gesellschaft 55, S. 209–233.
- SGB V – SOZIALGESETZBUCH: FÜNFTES BUCH (Gesetzliche Krankenversicherung) vom 20.12.1988 (BGBl. I, S. 2477 ff.), zuletzt geändert durch das Gesetz zur Stärkung des Wettbewerbs in der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV-Wettbewerbsstärkungsgesetz – GKV-WSG, Bundesgesetzblatt, Jahrgang 2007, Teil I, Nr. 11, ausgegeben zu Bonn am 30. März 2007).
- StBA – STATISTISCHES BUNDESAMT (2005): Verzeichnis der Krankenhäuser oder Vorsorge- und Rehabilitationseinrichtungen in Deutschland, Wiesbaden.
- StBA – STATISTISCHES BUNDESAMT (2006): Gesundheitsberichterstattung des Bundes, abgerufen im Internet (22.3.2006) unter: http://www.gbe-bund.de/pls/gbe/trecherche.prc_thematisch?p_uid=gast&p_aid=18224441&p_sprache=d#ut2.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2002), Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data, Cambridge.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2003), Introductory Econometrics, A Modern Approach, Ohio.
- ZOK, K. (2007), Warten auf den Arzttermin, Ergebnisse einer Repräsentativumfrage unter GKV- und PKV-Versicherten, in: WIDOMonitor, Ausgabe 1/2007, S. 1-7.
- ZWEITES GESETZ ZUR ÄNDERUNG DER VORSCHRIFTEN ZUM DIAGNOSE-ORIENTIERTEN FALLPAUSCHALENSYSTEM FÜR KRANKENHÄUSER UND ZUR ÄNDERUNG ANDERER VORSCHRIFTEN (2. Fallpauschalenänderungsgesetz – 2. FPÄndG, Bundesgesetzblatt, Jahrgang 2004, Teil I, Nr. 69, ausgegeben zu Bonn am 20. Dezember 2004).

Diskussionspapiere der WHL Wissenschaftliche Hochschule Lahr

- 1 Dirk Sauerland: *Medizinische Dienstleistungen und Qualitätswettbewerb*, 2004.
- 2 Günther Seeber, Sabine Boerner, Helmut Keller und Peter Beinborn: *Strategien selbstorganisierten Lernens bei berufstätigen Studierenden. Ausgewählte Ergebnisse einer empirischen Untersuchung*, 2004.
- 3 Dirk Sauerland: *Strategien zur Sicherung und Verbesserung der Qualität in der medizinischen Versorgung – GKV und PKV im Vergleich*, 2005.
- 4 Ansgar Wübker: *Beurteilung der Qualität eines Gesundheitssystems – Die Entwicklung und Prüfung eines Bewertungsrahmens am Beispiel des Krankheitsbildes der koronaren Herzkrankheit*, 2005.
- 5 Dirk Sauerland: *Gesundheitsreformgesetze und ihre Auswirkungen auf Ausgaben und Beitragssätze der Gesetzlichen Krankenversicherung*, 2005.
- 6 Dirk Sauerland: *Künftige Herausforderungen der Langzeitpflege in Deutschland: Ordnungspolitische Anmerkungen*, 2006.
- 7 Günther Seeber: *Ökonomische Bildung in der Schule – Notwendigkeit und Handlungsbedarfe*, 2006.
- 8 Robert J. Zaugg: *Fallstudien als Forschungsdesign der Betriebswirtschaftslehre – Anleitung zur Erarbeitung von Fallstudien*, 2006.
- 9 Robert J. Zaugg: *Work-Life Balance. Ansatzpunkte für den Ausgleich zwischen Erwerbs- und Privatleben aus individueller, organisationaler und gesellschaftlicher Sicht*, 2006.
- 10 Björn A. Kuchinke, Ansgar Wübker: *Defizite öffentlicher Krankenhäuser in Deutschland: Empirische Befunde 1998 – 2004*, 2007.
- 11 Dirk Sauerland, Björn A. Kuchinke, Ansgar Wübker,: *Warten gesetzlich Versicherte länger? Zum Einfluss des Versichertenstatus auf den Zugang zu medizinischen Leistungen im stationären Sektor*, 2008.

Abrufbar unter:

<http://www.whl-lahr.de/diskussionspapiere>

