ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Kuchinke, Björn A.; Sauerland, Dirk

Working Paper

Determinanten der Wartezeit auf einen Behandlungstermin in deutschen Krankenhäusern: Ergebnisse einer Auswertung neuer Daten

Diskussionspapier, No. 56

Provided in Cooperation with:
Ilmenau University of Technology, Institute of Economics

Suggested Citation: Kuchinke, Björn A.; Sauerland, Dirk (2008) : Determinanten der Wartezeit auf einen Behandlungstermin in deutschen Krankenhäusern: Ergebnisse einer Auswertung neuer Daten, Diskussionspapier, No. 56, Technische Universität Ilmenau, Institut für Volkswirtschaftslehre, Ilmenau

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/27990

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Technische Universität Ilmenau
Institut für Volkswirtschaftslehre

Diskussionspapier Nr. 56

Determinanten der Wartezeit auf einen Behandlungstermin in deutschen Krankenhäusern: Ergebnisse einer Auswertung neuer Daten

Björn A. Kuchinke, Dirk Sauerland, Ansgar Wübker

Januar 2008

Institut für Volkswirtschaftslehre
Ehrenbergstraße 29
Ernst-Abbe-Zentrum
D-98 684 Ilmenau
Telefon 03677/69-4030/-4032
Fax 03677/69-4203
http://www.wirtschaft.tu-ilmenau.de

ISSN 0949-3859

Inhaltsverzeichnis

Seite

Inhaltsverzeichnis ..... **I**

Tabellenverzeichnis ..... **I**

Abstract ..... **II**

1 Einleitung und Problemstellung **1**

2 Grundlagen der Analyse **2**

2.1 Gesetzliche Rahmenbestimmungen 2

2.2 Krankenhausanreize und Wartezeiten im Modell 3

2.2.1 Betrachtung bei einer DRG 3

2.2.2 Betrachtung bei alternativen DRG 7

2.2.3 Die Annahme der Gewinnmaximierung 10

2.3 Stand der Literatur 10

3 Studiendesign und Datensatz **12**

3.1 Studienentwurf 12

3.2 Grunddaten und Stichprobengröße 13

4 Hypothesen und Methodik **16**

4.1 Hypothesen 16

4.2 Schätzverfahren 18

5 Ergebnisse **19**

5.1 Ergebnisse der Kernanalyse 19

5.2 Ergebnisse der Detailanalyse 22

6 Diskussion und Fazit **23**

Literaturverzeichnis **25**

Tabellenverzeichnis

Seite

Tabelle 1: Grunddaten 14

Tabelle 2: Liste der ausgewerteten und verwendeten Variablen 15

Tabelle 3: Deskriptive Statistik 16

Tabelle 4: Determinanten der Wartezeit und Abfrageverhalten 20

Tabelle 5: Überschreitung von Terminschwellen 21

Tabelle 6: Detailanalyse für Krankheitsbilder 22

Tabelle 7: Detailanalyse für Krankenhausträger 23

Abstract

Hintergrund: In Deutschland werden die Wartezeiten auf medizinische Dienstleistungen öffentlich und ordnungspolitisch immer wieder problematisiert. Dies gilt vor allem für den niedergelassenen Ärztebereich. In der vorliegenden Arbeit wird erstmalig der akutstationäre Sektor analysiert. **Probleme**: Es werden drei Fragestellungen untersucht: Erstens, ob ein Unterschied zwischen gesetzlich und privat Versicherten beim Zugang zu stationären Dienstleistungen besteht. Zweitens, ob bei alternativen Erkrankungen aufgrund der Höhe der DRG Anreize bestehen, den Zugang differenziert auszugestalten. Drittens, ob Kliniken in alternativer Trägerschaft (öffentlich, privat, frei-gemeinnützig) das Instrument der Wartezeit unterschiedlich nutzen. **Methode**: Zunächst sind Primärdaten bei fast 800 Kliniken mittels fiktiver Patientenanrufe bei drei Krankheitsbildern aus den medizinischen Disziplinen Chirurgie, Kardiologie und Frauenheilkunde erhoben worden. Anschließend sind die aufgestellten Hypothesen mit Hilfe einer Ordinary-Least-Squares-Regression ergänzt um Tobit-Schätzungen getestet worden. **Ergebnisse**: Privatpatienten müssen durchschnittlich 1,6 Tage oder 18,9 % kürzer auf einen Behandlungstermin warten als gesetzlich versicherte Patienten, wenn der Versicherungsstatus abgefragt wird. Die höchste DRG ist nicht zwangsläufig mit der geringsten Wartezeit verknüpft. Patienten öffentlich und privater Häuser erhalten signifikant eher einen Behandlungstermin als Patienten freigemeinnütziger Häuser. Gleichzeitig fragen private Einrichtungen im Vergleich zu öffentlichen Kliniken mit einer signifikant geringeren Wahrscheinlichkeit den Versicherungsstatus ab. **Schlussfolgerungen:** Der Zugang zu stationären Dienstleistungen ist in Abhängigkeit von den Parametern Versicherung, DRG und Trägerschaft nicht symmetrisch. Es besteht weiterer Forschungsbedarf insbesondere vor dem Hintergrund alternativer Qualitätsparameter.

Zu den Autoren:

Dr. 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.

Prof. Dr. Dirk Sauerland ist Inhaber des Lehrstuhls für Volkswirtschaftslehre/Gesundheits- und Institutionenökonomik an der WHL Wissenschaftliche Hochschule Lahr, Hohbergweg 15-17, 77933 Lahr, Tel.: +49 7821/923853, Fax: +49 7821/923863, Homepage: http://www.whl-lahr.de/vwl, Mail: dirk.sauerland@whl-lahr.de.

Dipl.-Vw. Ansgar Wübker ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre/Gesundheits- und Institutionenökonomik der WHL Wissenschaftliche Hochschule Lahr, Mail: ansgar.wuebker@whl-lahr.de.

Die Autoren bedanken sich bei Herrn Dr. med. Lüder Herzog für die medizinische Begleitung des Projektes sowie bei Dipl.-Bw. Melanie Schubert, Dipl.-Bw. Elisabeth Steinhagen, cand. Dipl.-Bw. Ivo Grons, Dipl.-Bw. Sebastian Schmidt und Dipl.-Bw. Hendryk Studier sowie Andrea Böhm für die tatkräftige Unterstützung bei der Durchführung der Studie.

1 Einleitung und Problemstellung

In Deutschland wird die Sicherung eines gleichen und unverzüglichen Zugangs aller Bürger zu medizinischen Dienstleistungen aus ordnungspolitischer Perspektive als ein wichtiges Ziel der Gesundheitspolitik angesehen.[1] Als zentrale Indikatoren für die Zugangsmöglichkeit dienen dabei die Terminvergabe und der damit verbundene Behandlungsbeginn.[2] Trotz zahlreicher Maßnahmen des Gesetzgebers[3] wird weiter diskutiert, ob das Ziel in ausreichendem Maße erreicht wird oder ob versicherungs-, diagnosegruppen- oder trägerspezifische Unterschiede beim Zugang zu beobachten sind.

Für den Zugang zu Leistungen aus dem Bereich der niedergelassenen Ärzte liegen für Deutschland wenige Studien vor, die überdies meistens statistisch als nicht repräsentativ zu werten sind.[4] In den Arbeiten wird gezeigt, dass privat Versicherte im Vergleich zu gesetzlich Versicherten schneller versorgt werden. Eine Studie zum Zugang zu Krankenhausdienstleistungen[5] existiert bisher nicht. Diese Lücke wird mit der vorliegenden Arbeit geschlossen. Dabei wird nicht nur untersucht, ob der Versichertenstatus einen Einfluss auf die Wartezeit hat, sondern zusätzlich getestet, ob und wie sich die Trägerschaft sowie die Höhe des Entgeltes auf die Wartezeit bzw. den Behandlungsbeginn auswirken.

Im folgenden Gliederungspunkt 2 wird zunächst erläutert, welchen ordnungsrechtlichen Vorgaben Krankenhäuser in Deutschland gegenüberstehen. Darauf aufbauend wird mit Hilfe eines Modells aufgezeigt, welche Anreize für Krankenhäuser bestehen, den Zugang zu medizinischen Leistungen zu beschränken. Außerdem werden relevante Studien überblicksartig vorgestellt. In Kapitel 3 werden das Studiendesign veranschaulicht sowie erste deskriptive Auswertungen vorgenommen. Im vierten Kapitel werden die zu testenden Hypothesen und das verwendete Schätzverfahren dargelegt. Kapitel 5 beinhaltet die Ergebnisse der Schätzungen, die im anschließenden Kapitel 6 diskutiert werden und so letztendlich ein Fazit erlauben.

---

1 Vgl. SAUERLAND, D. (2003), S. 253 ff. Auch aus Sicht des Sachverständigenrat zur Begutachtung der Entwicklung im Gesundheitswesen (SVR) stellt der Zugang zu Leistungen des Gesundheitssystems eine der wichtigsten Anforderungen an die medizinische Versorgung dar. Vgl. SVR (2007), S. 382 ff.

2 Vgl. CZYPIONKA, T. ET AL. (2007).

3 Vgl. zur letzten Änderung z. B. GKV-WETTBEWERBSGESETZ (GKV-WSG, 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. sog. Plankrankenhäuser. Vgl. §§ 108, 109 SGB V.

2 Grundlagen der Analyse

2.1 Gesetzliche Rahmenbestimmungen

Vergütungssysteme prägen grundsätzlich die Anreize für medizinische Leistungserbringer.[6] In Deutschland ist eine Diagnosis Related Groups (DRG)-basierte Vergütung für Krankenhausdienstleistungen zum 1. Januar 2004 eingeführt worden, die als diagnoseorientiertes Fallpauschalensystem zu charakterisieren ist.[7] Bei dieser Art der Vergütung werden die Kostenverantwortung und damit ein Teil des Risikos auf die Leistungserbringer übertragen.[8] Nach Abschluss der Konvergenzphase[9] im Jahr 2010 wird für die gleiche Leistung landesweit ein identisches Entgelt zur Abrechnung kommen. Das DRG-System gilt für alle Kliniken unabhängig von der Trägerschaft, d. h. ob es sich um ein öffentlich, frei-gemeinnützig oder privat geführtes Haus handelt bzw. ob eine Klinik gewinnorientiert ausgerichtet ist oder nicht, von der Bettenkapazität und von der fachlichen Ausrichtung.[10]

Gleichermaßen sollen für alle Kliniken prospektiv Budgets für das Folgejahr erstellt werden. In den Budgetverhandlungen mit den Krankenkassen wird für jedes Krankenhaus die Mengenkomponente prospektiv für das nächste Jahr fixiert, d. h. die Zahl der Patienten pro DRG.[11] Aus den beiden genannten Parametern Fallzahl und DRG ergibt sich durch Multiplikation das Budget eines Krankenhauses.

Für die Analyse ist weiterhin wichtig, dass in Deutschland mit der Gesetzlichen (GKV) und der Privaten Krankenversicherung (PKV) zwei Arten von Versicherungssystemen parallel neben einander bestehen. Rund 90 % der Bevölkerung sind gesetzlich und ca. 10 % privat versichert.[12] Beide Krankenversicherungsarten sind Krankenvollversicherungen und decken nahezu alle relevanten Behandlungen versicherungstechnisch ab. Der Leistungskatalog der Privatversicherungen ist jedoch i. d. R. umfangreicher. So umfasst die Versicherungspolice von Privatpatienten normalerweise ein Recht auf die Behandlung durch den Chefarzt sowie auf die Unterbringung im Zwei- oder Einbettzimmer. Grundsätzlich ist es für Krankenhäuser somit möglich, bei der Behandlung privat versicherter Patienten zusätzliche Entgelte zu generieren. Jedoch muss gesehen werden, dass in Deutschland gleichzei-

---

6 Vgl. ARMOUR, B. ET AL. (2001), CONRAD, D. ET AL. (2002) u. SAUERLAND, D. (2003), S. 96 ff.

7 Zum Fallpauschalenkatalog 2006 vgl. INSTITUT FÜR DAS ENTGELTSYSTEM IM KRANKENHAUS (INEK (auch DRG-Institut genannt) 2006).

8 Vgl. KUCHINKE, B. (2004), S. 120 f.

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

10 Ausgenommen sind aktuell wenige medizinische Bereiche, wie z. B. der der Psychatrie.

11 Die Fallpauschalen werden dagegen nicht verhandelt, sondern vom InEK vorgegeben. Vgl. INEK (2006).

12 Vgl. STATISTISCHES BUNDESAMT (StBA, 2006).

tig die Verpflichtung für Krankenhäuser existiert, alle versicherten Patienten zu behandeln.[13]

2.2 Krankenhausanreize und Wartezeiten im Modell

2.2.1 Betrachtung bei einer DRG

Vereinfachend wird zunächst davon ausgegangen, dass Krankenhäuser sich als Gewinnmaximierer verhalten. Der Gewinn eines Krankenhauses ergibt sich wie üblich aus den Erlösen (*E*) abzüglich der Kosten (*K*). Es gilt[14]:

(1) $G = E - K$

Die Annahme ist nun, dass seitens des Krankenhauses die Zahl der behandelten Fälle (*FZ*) über die Wartezeit (*WZ*) auf einen Behandlungstermin beeinflusst werden kann. Dies sei das zentrale betriebswirtschaftliche Instrument von Krankenhäusern. Je länger die Wartezeit für den Patienten ist, desto eher entscheidet sich dieser ceteris paribus für ein anderes Krankenhaus. Die Wartezeit stellt damit für den Patienten und das Krankenhaus einen im Wettbewerb entscheidenden Qualitätsparameter dar.[15] Es gilt hinsichtlich der Fallzahl für eine Klinik folglich:

(2) $FZ = FZ(WZ)$ mit: $\partial FZ / \partial WZ < 0$

Unabhängig vom Versichertenstatus erhalten die Krankenhäuser für jeden behandelten gesetzlich Versicherten (*GV*) und privat Versicherten (*PV*), d. h. gleichartig erkrankten Patienten, eine Fallpauschale (*DRG*) in identischer Höhe.[16] Der (Grenz-)Erlös (*GE*) ist also unabhängig vom Versichertenstatus pro Patient und bei gegebener Erkrankung bzw. DRG konstant. Wenn zunächst unterstellt wird, dass ein Krankenhaus nur eine Erkrankung behandelt und es keine Abweichung beim Schweregrad der Erkrankungen gibt, lässt sich formal die lineare Erlösfunktion (E_{GV}) für die Behandlung gesetzlich versicherter Patienten (FZ_{GV}) bei entsprechender Wartezeit (WZ_{GV}) wie folgt darstellen:

---

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

14 Zu grundlegenden Überlegungen vgl. hier wie im Folgenden auch KUCHINKE (2004), S. 127 ff. u. S. 53 ff.

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 weiter betrachtet und konstant gesetzt.

16 Art. 19 Abs. 2 GKV-WSG, in dem festgeschrieben ist, dass „…bei gesetzlich krankenversicherten Patienten, die nach dem 31. Dezember 2006 entlassen werden, … ein Abschlag in Höhe von 0,5 vom Hundert des Rechnungsbetrags vorzunehmen… [und dieser Betrag]… an die jeweilige Krankenkasse zu erstatten [ist]“, ist aufgrund des Erhebungszeitraums (25.04.2006 bis 25.01.2007) nicht relevant.

(3) $E_{GV} = DRG \times FZ_{GV}(WZ_{GV})$[17] mit: $DRG = GE \mathrel{\hat{=}} const.$

Bei der Erlösfunktion für die Behandlung privat versicherter Patienten (E_{PV}) muss neben der Realisierung der DRG, die Möglichkeit der Krankenhäuser beachtet werden, zusätzliche Entgelte (ZE) durch Sonderleistungen (Einzelzimmer, Chefarztbehandlung usw.) generieren zu können. Diese werden als konstant pro Privatpatient angesehen. Es gilt damit unter Berücksichtigung der Zahl der privat versicherten Fälle (FZ_{PV}) bei entsprechender Wartezeit (WZ_{PV}) nachfolgende Erlösfunktion:

$$(4)\quad E_{PV} = DRG \times FZ_{PV}(WZ_{PV}) + ZE \times FZ_{PV}(WZ_{PV})$$

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

Die Gesamtkosten eines Krankenhauses (K_{ges}) lassen sich in einen fixen Bestandteil (K_{fix}) und in einen variablen Anteil (K_{var}) aufteilen. Die gesamten variablen Kosten (K_{var}) eines Krankenhauses sind abhängig von den jeweiligen Kosten eines Patienten und der Anzahl der behandelten Patienten. Es ergibt sich:

$$(5a)\quad K_{ges}(FZ) = K_{\text{var}}(FZ) + K_{fix}$$

Da die Fallzahl im vorgestellten Modell gemäß Gleichung (2) von der Wartezeit abhängt, kann auch geschrieben werden:

$$(5b)\quad K1_{ges}(WZ) = K1_{\text{var}}(WZ) + K_{fix}$$

Bezüglich der Gleichungen (5a) bzw. (5b) wird ein ertragsgesetzlicher Kostenverlauf unterstellt. Die durchschnittlichen variablen Kosten bzw. die Grenzkosten pro Fall sinken bei zunehmender Auslastung der Kapazität zunächst und nehmen dann wieder zu. Ein solcher Kostenverlauf ist gegeben, wenn die unterstellte Produktionsfunktion beispielsweise so geartet ist, dass sich hinsichtlich der Kostenfunktion eine kubische Gleichung ergibt.[18]

---

[17] In der Realität existieren für bestimmte Leistungen, Leistungskomplexe oder medizinische Geräte bzw. Implantate (z. B. Stents oder Herzschrittmacher) noch Zusatzentgelte und Sonderzahlungen in alternativer Höhe. Diese sind im Modell nicht berücksichtigt, da für die vorliegende Fragestellung lediglich die grundsätzliche Anreizwirkung der Vergütung relevant ist. Die Einbeziehung solcher Sonderzahlungen verstärkt lediglich dass Argument, dass bei Privatpatienten höhere Entgelte zu realisieren sind.
Es wird angenommen, dass gesetzlich Versicherte über keine private Zusatzversicherung für Einzelzimmer, Chefarztbehandlungen usw. verfügen.

[18] Es könnte beispielsweise bei konstanten Faktorpreisen (normiert auf 1) folgende Kostenfunktion unterstellt werden: $K_{ges}(FZ)=aFZ^3+bFZ^2+cFZ+K_{fix}$; mit: $a, c > 0$ und $b > 0$. Aus Gründen der Übersichtlichkeit und der Intention des Modells wird jedoch auf eine solche explizite Darstellung verzichtet. Es wird ebenfalls auf die Darstellung der Wartezeiten als entscheidende Variable gemäß Gleichung (2) verzichtet.

Es gilt weiter die Annahme, dass es bei der eigentlichen Behandlung, die durch die DRG abgegolten wird, bei privat und gesetzlich versicherten Patienten keine Unterschiede in den variablen Kosten gibt. Bei Privatpatienten müssen jedoch die zusätzlichen variablen Kosten der in Gleichung (4) angeführten Sonderleistungen berücksichtigt werden. Hinsichtlich der gesamten variablen Kosten von gesetzlich Versicherten ($K_{var,GV}$) und privat Versicherten ($KV_{var,PV}$) in einem Krankenhaus gilt daher[19]:

(6a) $K_{\text{var},GV} = K_{\text{var}}(FZ_{GV})$ bzw.

(6b) $K1_{\text{var},GV} = K1_{\text{var}}(WZ_{GV})$

und

(7a) $K_{\text{var},PV} = K_{\text{var}}(FZ_{PV}) + K_{ZE}(FZ_{PV})$ bzw.

(7b) $K1_{\text{var},PV} = K1_{\text{var}}(WZ_{PV}) + K1_{ZE}(WZ_{PV})$

Mit den bisherigen Ausführungen können zunächst die Versichertengruppen separat betrachtet werden. Auf Basis der Erlösfunktion (3) und der Kostenfunktion (6b) ergänzt um die anteiligen Fixkosten der gesetzlich Versicherten ($K_{fix,GV}$) lautet die zu maximierende Gewinnfunktion aus der Behandlung von gesetzlich versicherten Patienten folglich:

(8) $G_{GV} = DRG \times FZ_{GV}(WZ_{GV}) - K1_{\text{var}}(WZ_{GV}) - K_{fix,GV}$

Entsprechend ergibt sich die Gewinnfunktion bei der separaten Betrachtung für die Behandlung privat Versicherter aus der Erlösfunktion (4) und der Kostenfunktion (7b), ergänzt um die anteiligen Fixkosten der gesetzlich Versicherten ($K_{fix,PV}$):

(9) $G_{PV} = (DRG + ZE) \times FZ_{PV}(WZ_{PV}) - K1_{\text{var}}(WZ_{PV}) - K1_{ZE}(WZ_{PV}) - K_{fix,PV}$

Es bleibt nun die zentrale Frage zu klären, welche Anreize Krankenhäuser haben, die Wartezeit auf einen Behandlungstermin zu variieren, wenn die Versichertengruppen separat betrachtet werden. Eine Differenzierung der Gleichung (8) nach der Wartezeit ergibt folgende Optimalbedingung:

(10a) $\partial G_{GV} / \partial WZ_{GV} = DRG \times \partial FZ_{GV} / \partial WZ_{GV} - \partial K1_{\text{var}}(WZ_{GV}) / \partial WZ_{GV} = 0$

(10b) $DRG \times \partial FZ_{GV} / \partial WZ_{GV} = \partial K1_{\text{var}}(WZ_{GV}) / \partial WZ_{GV}$

---

[19] Die gesamten variablen Kosten ergeben sich aus: $K_{var}(FZ) = K_{var,GV}(FZ_{GV}) + K_{var,PV}(FZ_{PV})$.

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

$$\text{(11a)}\quad \partial G_{PV} / \partial WZ_{PV} = (DRG + ZE) \times \partial FZ_{PV}(WZ_{PV}) / \partial WZ_{PV} - \partial K1_{\text{var}}(WZ_{PV}) / \partial WZ_{PV} - \partial K1_{ZE}(WZ_{PV}) / \partial WZ_{PV} = 0$$

$$\text{(11b)}\quad (DRG + ZE) \times \partial FZ_{PV}(WZ_{PV}) / \partial WZ_{PV} = \partial K1_{\text{var}}(WZ_{PV}) / \partial WZ_{PV} - \partial K1_{ZE}(WZ_{PV}) / \partial WZ_{PV}$$

Das Gewinnmaximum ist nach den Gleichungen (10b) und (11b) dort erreicht, wo sowohl für Privatpatienten als auch für gesetzlich versicherte Patienten die Grenzerlöse gleich den jeweiligen Grenzkosten entsprechen. Das Modell verdeutlicht unter der Maßgabe der separaten Betrachtung der beiden Versichertengruppen insofern den Anreiz, die Wartezeit als Instrument einzusetzen. Dies ist aus Sicht des Krankenhauses sinnvoll, wenn die DRG-Entlohnung nicht die variablen Kosten der Behandlung deckt, d. h. der DRG-Deckungsbeitrag negativ ausfällt. Wenn davon ausgegangen wird, dass die Entgelte aus den Sonderleistungen für Privatpatienten höher als deren Kosten sind, dann können Privatpatienten u. U. selbst dann noch mit Gewinn behandelt werden, wenn der DRG-Deckungsbeitrag negativ ist.

Die angestellten, einfachen Überlegungen gelten unter der Maßgabe, dass das Krankenhaus immer Patienten aufnehmen kann, also stets freie Betten zur Verfügung stehen.[20] Genau dann würde die erarbeitete Grenzerlös-Grenzkosten-Regel gelten, d. h. das Krankenhaus würde jeden Patienten bis zu einem Deckungsbeitrag von null aufnehmen. Es könnte jedoch sein, dass ein Engpass besteht, d. h. nur ein Bett für zwei Patienten frei ist, die alternativ versichert sind.[21] Das Krankenhaus muss also im Sinne des Gesamtgewinns in nachstehender Gleichung (12) abwägen:

$$\text{(12)}\quad G = DRG \times (FZ_{GV}(WZ_{GV}) + FZ_{PV}(WZ_{PV})) + ZE \times FZ_{PV}(WZ_{PV}) - K1_{\text{var}}(WZ_{GV}) - K1_{\text{var}}(WZ_{PV}) - K1_{ZE}(WZ_{PV}) - K_{fix}$$

---

[20] Es würden also unterausgelastete Kapazitäten bestehen.

[21] Es wird davon ausgegangen, dass das Krankenhaus nicht alle Betten dauerhaft mit Privatpatienten füllen kann oder darf. Dies ergibt sich aus der Behandlungspflicht, aus der Tatsache, dass nur Plankrankenhäuser betrachtet werden, die gesetzlich Versicherte zu behandeln haben, aus dem Umstand, dass nur ca. 20 % aller Bürger privat versichert sind und daraus, dass nicht alle Patienten von Chefärzten behandelt werden können.

Eine einfache Lösung erlaubt bereits das Gleichsetzen der Gleichungen (10a) und (11a):

$$(13)\quad DRG \times \partial FZ_{GV} / \partial WZ_{GV} - \partial K_{\text{var}}(WZ_{GV}) / \partial WZ_{GV} =$$
$$(DRG + ZE) \times \partial FZ_{PV}(WZ_{PV}) / \partial WZ_{PV} - \partial K1_{\text{var}}(WZ_{PV}) / \partial WZ_{PV} - \partial K1_{ZE}(WZ_{PV}) / \partial WZ_{PV}$$

Aufgrund der annahmegemäß gleichen Kosten und Erlöse bei allen Patienten im Rahmen der von der DRG abgegoltenen Behandlung gilt dann:

$$(14)\quad ZE \times \partial FZ_{PV}(WZ_{PV}) / \partial WZ_{PV} - \partial K1_{ZE}(WZ_{PV}) / \partial WZ_{PV} = 0$$

Gleichung (14) zeigt, dass das Krankenhaus so lange privat Versicherte bevorzugt, bis die Grenzerlöse aus den Sonderentgelten den zusätzlichen Kosten entsprechen. Ab dann kann es sinnvoll sein, nur noch gesetzlich Versicherte aufzunehmen, wenn die Deckungsbeiträge dieser Versicherungsgruppe höher sind. Auch in diesem Szenario macht es also Sinn, das Instrument der Wartezeit betriebswirtschaftlich zu nutzen.

Die bisher aufgezeigten Anreizwirkungen, die Wartezeit krankenhausindividuell zu nutzen, werden von weiteren Faktoren beeinflusst. Hierzu zählt beispielsweise, ob separate Stationen in einem Krankenhaus für gesetzlich und privat Versicherte bestehen. In diesem Falle wäre die Optimierung im Sinne der Gleichungen (10b) und (11b) angezeigt. Bestehen keine festen Stationen für die Versicherungsgruppen, so kann gemäß Gleichung (14) verfahren werden. Es ist jedoch zu berücksichtigen, inwieweit einzelne Zimmer auf den Stationen durch hinzustellen oder herausnehmen von Betten in Zwei- oder Mehrbettzimmer umgewandelt werden können. Damit einher geht natürlich die Frage, ob Zimmer mit zwei Privatpatienten oder mehreren gesetzlich versicherten Patienten belegt werden sollte. Diese Optimierungsaufgabe wäre auch davon abhängig, wie die Zusammensetzung der Patienten hinsichtlich ihres Versicherungsstatus ist und wie die zu diesem Zeitpunkt vorliegende Kapazitätsauslastung ist.

Insgesamt ist bereits im Rahmen der bisherigen Modellbetrachtung zu sehen, dass es nicht darauf ankommt, alle denkbar möglichen Fälle des Einsatzes des Instruments der Wartezeiten abzuhandeln. Vielmehr sollte gezeigt werden, dass ein solcher aus krankenhausindividueller Sicht sinnvoll sein kann.

2.2.2 Betrachtung bei alternativen DRG

Bislang ist im Modell lediglich eine DRG unterstellt worden. Wird diese Restriktion aufgehoben und in einem praxisnahen Szenario angenommen, dass ein Krankenhaus alternati-

ve DRG (*1* bis *v*) in den verschiedenen Erkrankungs- bzw. Patientenklassen (*g*) generiert, dann können Unterschiede bei den Deckungsbeiträgen in den einzelnen Erkrankungsklassen betrachtet und analysiert werden. Hinsichtlich der gesetzlich versicherten Patienten gilt in Anlehnung an Gleichung (8):

$$(15)\quad G_{GV} = \sum_{g=1}^{v} G_{GV}^{g} = \sum_{g=1}^{v} \left(DRG^{g} \times FZ_{GV}^{g}\left(WZ_{GV}^{g}\right) - K1_{\text{var}}^{g}\left(WZ_{GV}^{g}\right)\right) - K_{fix,GV}$$

Dementsprechend ist für Privatpatienten in Anlehnung an Gleichung (9) folgende Gewinnfunktion nachzuvollziehen[22]:

$$(16)\quad G_{PV} = \sum_{g=1}^{v} G_{PV}^{g} =$$

$$\sum_{g=1}^{v} \left(\left(DRG^{g} + ZE\right) \times FZ_{PV}^{g}\left(WZ_{PV}^{g}\right) - K1_{\text{var}}^{g}\left(WZ_{PV}^{g}\right) - K1_{ZE}^{g}\left(WZ_{PV}^{g}\right)\right) - K_{fix,PV}$$

Eine Differenzierung der Gleichungen (15) und (16) nach der Wartezeit führt zu folgenden Optimalbedingungen, wenn wiederum zunächst separat zwischen gesetzlich und privat Versicherten analysiert wird:

$$(17)\quad \partial G_{GV} / \partial WZ_{GV}^{g} = \sum_{g=1}^{v} \left(DRG^{g} \times \partial FZ_{GV}^{g}\left(WZ_{GV}^{g}\right) / \partial WZ_{GV}^{g} - \partial K1_{\text{var}}^{g}\left(WZ_{GV}^{g}\right) / \partial WZ_{GV}^{g}\right) = 0$$

$$(18)\quad \partial G_{PV} / \partial WZ_{PV}^{g} =$$

$$\sum_{g=1}^{v} \begin{bmatrix} \left(DRG^{g} + ZE\right) \times \partial FZ_{PV}^{g}\left(WZ_{PV}^{g}\right) / \partial WZ_{PV}^{g} \\ - \partial K1_{\text{var}}^{g}\left(WZ_{PV}^{g}\right) / \partial WZ_{PV}^{g} - \partial K1_{ZE}^{g}\left(WZ_{PV}^{g}\right) / \partial WZ_{PV}^{g} \end{bmatrix} = 0$$

Die Gleichungen (17) und (18) zeigen, dass es auch innerhalb einer Versichertengruppe betriebswirtschaftlich rational sein kann, zwischen verschiedenen Erkrankungen, d. h. DRG, zu unterscheiden. Die Grundaussage der Gleichungen (10b) und (11b) im Rahmen der einfachen Grenzerlös-Grenzkosten-Betrachtung bleibt ansonsten bestehen. Elementares Kriterium ist hier sowohl bei den gesetzlich als auch den privat Versicherten die Differenz zwischen der DRG und den Grenzkosten in einer jeden Behandlungsgruppe, d. h. betriebswirtschaftlich der Deckungsbeitrag in einer Erkrankungsklasse. Bei separater Betrachtung der Versicherungsgruppen müsste folglich ein gewinnmaximierendes Krankenhaus die Wartezeiten bei den Patientengruppen mit hohen Deckungsbeiträgen möglichst

---

[22] Die Sonderentgelte sollen nach wie vor die gleiche Höhe über alle Privatpatienten, d. h. in allen Erkrankungsklassen *g*, haben.

kurz ausgestalten und gestaffelt die nachfolgenden Erkrankungsklassen länger warten lassen. Hierbei liegt nun die Vermutung nahe, dass ein Krankenhaus eher in der Lage ist, bei vergleichsweise hohen DRG hohe Deckungsbeiträge zu erzielen, da erstens dort eine potenzielle Absenkung der Kosten möglich ist und zweitens in der Praxis politisch geförderte, hohe Entlohnungen und Deckungsbeiträge in bestimmten medizinischen Bereichen, wie Herz- oder Krebserkrankungen, zu erkennen sind.

Wird eine Betrachtung über beide Versicherungsgruppen und alle Erkrankungsklassen zugelassen, ergibt sich zunächst nachfolgende Gewinnfunktion analog zu Gleichung (12):

$$(19)\quad G = \sum_{g=1}^{v} \begin{bmatrix} \left(DRG^{g} \times \left(FZ_{GV}^{g}\left(WZ_{GV}^{g}\right) + FZ_{PV}^{g}\left(WZ_{PV}^{g}\right)\right)\right) + ZE \times FZ_{PV}^{g}\left(WZ_{PV}^{g}\right) \\ - K1_{\text{var}}^{g}\left(WZ_{GV}^{g}\right) - K1_{\text{var}}^{g}\left(WZ_{PV}^{g}\right) - K1_{ZE}^{g}\left(WZ_{PV}^{g}\right) - K_{fix} \end{bmatrix}$$

Um die Optimalbedingung zu ermitteln, müssten nun in einer einfachen Lösung analog zu den Gleichungen (13) und (14) die Erkrankungsklassen versicherungsübergreifend miteinander verglichen werden.[23] Aufgrund der alternativen Erkrankungsklassen kann sich im Vergleich zur Situation mit nur einer DRG bzw. zur Situation bei getrennter Betrachtung der Versicherungsgruppen ergeben, dass die Wartezeiten im Hinblick auf einen maximalen Gewinn differenziert ausgestaltet werden müssten.[24]

Die hier aufgezeigten Anreize werden von verschiedenen Faktoren beeinflusst. Dazu zählen die bereits im einfachen Modell angeführten Indikatoren. Zusätzlich ist bei einem größeren Bündel an Erkrankungen das Problem der Stationen, die nur für bestimmte Behandlungen ausgestattet sind, zu berücksichtigen, da womöglich eher Engpässe auftreten können. Außerdem ist das Budget eines Krankenhauses anzuführen, da dieses immer an Patientenzahlen in definierten Erkrankungsklassen anknüpft. Das Krankenhaus kann in diesem Sinne unter Umständen keine optimale Gewinnmaximierungsstrategie verfolgen, da dass Budget eine Begrenzung der Zahl an Patienten in deckungsbeitragsstarken DRG vorsieht. Hinzu tritt die Frage, wie die langfristigen Planungen des Krankenhauses in Bezug auf den Ausbau alternativer medizinischer Disziplinen und die Wettbewerbssituation bei den einzelnen Krankenhäusern vor Ort ausgestaltet sind. Zusammenfassend stellen aber auch diese Kriterien die Aussagen des Modells nicht in Frage, dass die Steuerung der Wartezeiten durch ein Krankenhaus betriebswirtschaftlich rational ist.

---

[23] Dies soll wiederum aus Gründen der Übersichtlichkeit unterbleiben.

[24] In einer Erkrankungsklasse ist jedoch nach wie vor ein privat Versicherter einem gesetzlich Versichertem aufgrund der zusätzlichen Erlöse vorzuziehen.

2.2.3 Die Annahme der Gewinnmaximierung

Ferner ist die im Modell enthaltene Annahme der Gewinnmaximierung zu diskutieren. Diese könnte als problematisch angesehen werden, da faktisch nicht alle Kliniken unter dieser Prämisse betrieben werden. Es ist jedoch zu erkennen, dass kein Spannungsfeld hinsichtlich der Zielfunktion von non-profit- und for-profit-Organisationen bestehen muss.[25] Zumindest kann angenommen werden, dass bedarfsorientierte, non-profit Einrichtungen, wie insbesondere öffentliche und frei-gemeinnützige Kliniken, nicht an einem Verlust interessiert sein können, weil dann das Weiterbetreiben zumindest in der langen Frist gefährdet ist.[26] Die aufgestellten Gewinnfunktionen gelten grundsätzlich für alle Kliniken in Deutschland. Im Umkehrschluss dazu müsste also je nachdem, ob ein maximaler oder ein Gewinn von Null vom Krankenhaus angestrebt wird, eine dementsprechende Ausgestaltung der Wartezeiten und damit des Zugangs bei den alternativen Versicherten- sowie Erkrankungsgruppen zu erkennen sein.

2.3 Stand der Literatur

International stehen die Wartezeiten für stationäre medizinische Dienstleistungen im Fokus vieler Untersuchungen und werden ökonomisch sowie medizinisch diskutiert.[27] Grundsätzlich zeigt sich, dass mit Wartezeiten Probleme verbunden sein können.[28] Inwiefern Wartezeiten allgemein als Zuteilungsinstrument genutzt werden und wie die Angebots- und Nachfrageseite darauf reagieren, ist z. B. umfassend für den britischen Nationalen Gesundheitsdienst untersucht worden.[29] Im Fokus dieser Analysen steht allerdings nicht die Frage, inwiefern Wartezeiten in Abhängigkeit der Finanzausstattung der Versicherten bzw. vom Versichertenstatus als Rationierungsinstrument von Kliniken genutzt werden. In einer Reihe von Studien aus den USA wird diese Problematik allerdings analysiert.[30] Die Ergebnisse zeigen, dass a) die Existenz einer Versicherung die Wahrscheinlichkeit geringerer Wart-

---

[25] Vgl. hierzu im Überblick KUCHINKE, B. (2004), S. 92 f. Zu einer kritischen Diskussion vgl. SAUERLAND, D. (2003), S. 65 ff.

[26] Öffentliche und frei-gemeinnützige Kliniken sind häufig aufgrund ihrer Rechtsform (z. B. gGmbH) als gemeinnützig zu bezeichnen.

[27] Vgl. hierzu umfassend SVR (2007), S. 382 ff.

[28] Vgl. für einen knappen Überblick CZYPIONKA, T. ET AL. (2007) sowie die Diskussion in Abschnitt 6.

[29] Vgl. dazu z. B. MARTIN, S., SMITH, P. (1999), MARTIN, S., SMITH, P. (2003) u. MARTIN, S. ET AL. (2007).

[30] Zur grundsätzlichen Bedeutung der Existenz einer Versicherung vgl. z. B. AYANIAN, J. ET AL. (2000) u. INSTITUTE OF MEDICINE COMMITTEE ON THE CONSEQUENCES OF UNINSURANCE (IMCCU, 2002). Zur Bedeutung der Höhe der Vergütung der Leistungserbringer z. B. vgl. RESNECK, J. JR., PLETCHER, M., LOZANO, N. (2004) u. TSANG, M., RESNECK, J. JR. (2006).

zeiten erhöht und b) das Ausmaß der Wartezeiten mit der Höhe der Vergütung der Leistungserbringer negativ korreliert.

Für Deutschland liegen bezüglich des Zugangs zu stationären Leistungen in Abhängigkeit vom Versichertenstatus keine Studien vor. Das Gleiche gilt für Informationen hinsichtlich der Ausgestaltung des Zugangs bei unterschiedlichen Erkrankungen und Trägerschaften. Analysen lassen sich lediglich für den ambulanten Bereich finden. Methodisch haben die Studien häufig gemeinsam, dass potenzielle Restriktionen im Zugang zu medizinischen Leistungen über Befragungen, also mit Erinnerungsdaten der Versicherten, ermittelt werden.[31] In Deutschland sind entsprechende Untersuchungen von der Kassenärztlichen Bundesvereinigung (KBV) und vom Wissenschaftlichen Institut der AOK (WIDO) durchgeführt worden.[32] Beide Studien kommen zu dem Ergebnis, dass deutliche Unterschiede bei den Wartezeiten zwischen Versicherten der gesetzlichen Krankenversicherung und der privaten Krankenversicherung bestehen. Aber nicht nur der Versichertenstatus bestimmt die Wartezeiten. Die WIDO Studie zeigt auch, dass die Wartezeiten krankheitsspezifisch divergieren. Dieses Resultat bestätigen Lüngen, M. et al. (2008).[33]

Einen methodisch anderen Weg haben Asplin, B. et al. (2005) in einer Analyse des amerikanischen Marktes für ambulante medizinische Dienstleistungen gewählt. Ziel der Studie ist es zu prüfen, inwiefern Restriktionen im Zugang zu medizinisch notwendigen ambulanten Behandlungen existieren und ob diesbezüglich Unterschiede je nach Art der finanziellen Absicherung des Patienten (nicht versichert, staatlich versichert, privat versichert) bestehen. Damit wird in dieser Arbeit zusätzlich berücksichtigt, ob Probleme und Unterschiede hinsichtlich des Zugangs auch dann bestehen, wenn negative medizinische Konsequenzen wahrscheinlich sind. Dadurch gelingt es, ökonomische mit medizinischen Fragestellungen zu verbinden.

Asplin, B. et al. (2005) verwenden überdies keine Erinnerungsdaten von Patienten, sondern es erfolgt im Rahmen eines „Feldversuchs“ eine gezielte Primärdatenerhebung: Mit Hilfe von Testanrufen ist geprüft worden, inwiefern Restriktionen bei der Terminvergabe vor-

---

[31] Eine Ausnahme bildet die aktuelle Studie von LÜNGEN, M. ET AL. (2008). In dieser wird mit Hilfe von randomisierten Testanrufen untersucht, ob ambulante Leistungserbringer zwischen privat Versicherten und gesetzlich Versicherten differenzieren. Auf Basis von insgesamt 189 Anrufen in Köln, Leverkusen und Bonn wird hierbei festgestellt, dass gesetzlich Versicherte durchschnittlich dreimal so lange warten müssen wie Privatpatienten.

[32] Vgl. ZOK, K. (2007) sowie KASSENÄRZTLICHE BUNDESVEREINIGUNG (KBV, 2006), S. 5 ff.

[33] Vgl. LÜNGEN, M. ET AL. (2008), S. 18. Die Autoren ermitteln bei fünf Fachärzten für gesetzlich Versicherte Wartzeiten zwischen 6 und 40,4 Tagen. Für Privatversicherte liegen die Werte durchschnittlich zwischen 1,1 und 14,6 Tagen.

handen sind.[34] Auf Basis der getätigten Anrufe haben Asplin, B. et al. (2005) ermittelt, dass hinsichtlich der Terminvergabe erhebliche, statistisch signifikante Unterschiede in Abhängigkeit des Versichertenstatus bestehen. Beispielsweise haben 64,4 % der privat Versicherten innerhalb von einer Woche den gewünschten Behandlungstermin erhalten. Bei den nicht Versicherten, die nicht in der Lage gewesen sind, mehr als 20 $ bar für die Behandlung zu zahlen, hat dieser Anteil lediglich bei 25,1 % gelegen.

3 Studiendesign und Datensatz

3.1 Studienentwurf

Das Design der vorliegenden Studie entspricht methodisch weitgehend dem experimentellen Vorgehen von Asplin, B. et al. (2005). In einem ersten Schritt sind die Krankheitsbilder ausgesucht worden. Insgesamt werden drei Krankheitsbilder aus alternativen medizinischen Fachrichtungen betrachtet: Erstens aus dem Bereich Chirurgie die Indikation „Knöchelbruch“ (Weber-B-Fraktur), zweitens aus der Kardiologie die Indikation „Herzkranzgefäßverengung“ (Stenose) und drittens aus der Frauenheilkunde die Indikation „Krebsverdacht“ (Konisation). Alle drei Krankheitsbilder sind als medizinische Routineindikationen zu bezeichnen, nicht akut lebensbedrohlich oder als Notfall zu deklarieren und ziehen unweigerlich einen medizinischen Eingriff nach sich.[35] Insgesamt wird für die vorliegende Studie über alle Krankheitsbilder ein Behandlungstermin innerhalb von zwei Wochen als erforderlich angesehen.

In einem zweiten Schritt ist jede Klinik von einem geschulten Anrufer zwecks Terminvereinbarung angerufen worden.[36] Die Interviewer haben jedes Telefonat mit standardisierten Formulierungen zu ihrer Person und ihrer Erkrankung, jedoch nicht zum Versichertenstatus begonnen. 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 wird vom fiktiven Patienten deutlich gemacht, dass bereits eine

---

[34] 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. MEDICAID ACCESS STUDY GROUP (MASG, 1994). Auch jüngere Studien ermitteln mit ähnlicher Methodik vergleichbare Resultate. Vgl. RESNECK, J. JR., PLETCHER, M., LOZANO, N. (2004) u. TSANG, M., RESNECK, J. JR. (2006).

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

[36] Um den möglichen Einfluss der Krankenhausbudgetauslastung zu berücksichtigen, sind ein Teil der Anrufe zum Jahresende 2006 durchgeführt worden.

differenzierte Untersuchung bei einem niedergelassenen Facharzt eine Woche vor dem Krankenhauskontakt erfolgt ist und die Diagnose fest steht. Alle relevanten Voruntersuchungen und Aufklärungsgespräche sind somit vorgenommen worden. Die eigentliche, vom Facharzt angeratene stationäre Behandlung ist jedoch aufgrund eines Umzugs in die Stadt des angerufenen Krankenhauses noch nicht durchgeführt worden.

Da die Anrufer 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. Dabei hat sich der Anrufer in diesem zweiten Anruf als fiktiver Privatpatient ausgegeben.[37] Hierdurch soll eine mögliche Abweichung bei der Terminvergabe zwischen gesetzlich und privat Versicherten geprüft werden.[38]

In einem vierten Schritt sind schließlich die vereinbarten Termine von den fiktiven Patienten wieder abgesagt worden, um keine Kapazitäten zu binden.

3.2 Grunddaten und Stichprobengröße

Mit Hilfe des Klinikverzeichnisses sind alle Krankenhäuser innerhalb Deutschlands differenziert nach Art und Anzahl der Abteilungen, Trägerschaft (öffentlich, privat, freigemeinnützig), Bettenkapazität sowie regionaler Standort ermittelt worden.[39] Laut der Statistik hat es in Deutschland zum 31.12.2003 insgesamt 2.122 für die Studie relevante Krankenhäuser gegeben. Wie in der zweiten Spalte von nachstehender Tabelle 1 zu erkennen ist, bieten davon 1.339 Kliniken Leistungen aus dem Bereich „Chirurgie“ an, 235 Krankenhäuser sind in der Lage, kardiologische Erkrankungen zu behandeln und 1.065 Häuser verfügen über eine Abteilung „Frauenheilkunde/Geburtshilfe“.[40] Dies ist die jeweilige Grundgesamtheit der in Frage kommenden Kliniken bei den festgelegten Krankheits-

---

[37] 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.

[38] 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.

[39] Vgl. STBA (2005).

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

bildern. Auf Basis der Formel für endliche Grundgesamtheiten sind anschließend die in Tabelle 1 (Spalte 3) aufgeführten Stichprobenumfänge ermittelt worden.[41]

Tabelle 1: Grunddaten

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

Quelle: EIGENE DARSTELLUNG mit Daten aus STBA (2005).

Die Befragung ist in der Zeit vom 25.04.2006 bis 25.01.2007 erfolgt. In der ersten Befragungsrunde als gesetzlich Versicherter sind im Bereich „Chirurgie“ 194 Termine, im Rahmen der kardiologischen Indikation 107 Termine und hinsichtlich der Frauenheilkundediagnose 184 Termine in zufällig ausgewählten Häusern bundesweit vereinbart worden.[42] Die Anzahl der Termine ist als Rubrik „Stichprobe“ im jeweiligen medizinischen Segment anzusehen. Um den angestrebten Stichprobenumfang zu erreichen, sind jedoch mehr Anrufe nötig gewesen als in der dritten Spalte von Tabelle 1 ausgewiesen sind. Beispielsweise haben die angerufenen Häuser nur Belegkliniken in der jeweiligen Abteilung aufgewiesen, haben die nachgefragte Leistung nicht angeboten, es erfolgt grundsätzlich keine Terminvergabe an Patienten, sondern nur an Fachärzte oder aber aus sonstigen Gründen ist keine Terminvergabe erfolgt. Die Anzahl der auf dieser Basis auszuschließenden Häuser ist unter dem Stichwort „Ausschluss“ in der fünften Spalte von Tabelle 1 zu erkennen.[43] Für den Bereich der Chirurgie heißt das beispielsweise, dass für die 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 wiederholt angerufen worden. Bezogen auf alle Krankheitsbilder sind insgesamt 607 Termine bundesweit vereinbart worden.[44]

---

[41] 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.

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

[43] Für jedes aussortierte Krankenhaus ist folglich ein alternatives Krankenhaus aus der Grundgesamtheit zufällig nachnominiert worden.

[44] Vgl. hierzu auch Tabelle 2.

Die Variablen, die im Rahmen der Anrufe erhoben worden und anschließend in die weitere empirische Analyse eingegangen sind, zeigt Tabelle 2. Als Regressionsvariablen sind Dummies für den Versicherungsstatus, für die verschiedenen Diagnosegruppen, für die unterschiedlichen Träger sowie für das Abfrageverhalten gebildet worden. Um die Validität der Regressionen zu erhöhen, wird schließlich auf den potenziellen Einfluss weiterer Faktoren der Terminvergabe kontrolliert, d. h. konkret trifft dies auf die Krankenhausgröße (Anzahl der Betten als Proxyvariable) sowie auf regionale Einflussfaktoren (Dummyvariablen für Stadtstaaten) zu.[45]

Tabelle 2: Liste der ausgewerteten und verwendeten Variablen

Name	Beschreibung
Wartzeiten	
Wartezeit	Bruttowartezeit auf einen Behandlungstermin
Wartezeitabgefragt	Bruttowartezeit auf einen Behandlungstermin bei den Krankenhäusern, die den Versicherungsstatus abfragen
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
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
Wartezeitoeftraeger	Bruttowartezeit auf einen Behandlungstermin bei Krankhäusern in öffentlicher Trägerschaft
Wartezeitfreigemeintraeger	Bruttowartezeit auf einen Behandlungstermin bei Krankhäusern in freigemeinnütziger Trägerschaft
Terminschwellen	
Termin1woche	1, wenn Patient gesetzlich versichert ist und innerhalb 1 Woche Termin erhält, sonst 0
Termin2wochen	1, wenn Patient gesetzlich versichert ist und innerhalb 2 Wochen Termin erhält, sonst 0
Regressionsvariablen	
Knöchelbruch	1, wenn die Diagnose Knöchelbruch lautet, sonst 0
Stenose	1, wenn die Diagnose Stenose lautet, sonst 0
Privater Träger	1, wenn das Krankenhaus einen privaten Träger hat, sonst 0
Öffentlicher Träger	1, wenn das Krankenhaus einen öffentlichen Träger hat, sonst 0
Abgefragt	1, wenn der Versichertenstatus abgefragt wurde, sonst 0
Privatversichert	1, wenn der Anrufer sich als Privatversichert bezeichnet hat, sonst 0
Bettenzahl	Bettenzahl im behandelnden Krankenhaus
Stadtstaaten	1, wenn der Patient in Hamburg, Bremen oder Berlin behandelt wurde, sonst 0

Quelle: EIGENE DARSTELLUNG.

[45] Dass derartige Faktoren eine Rolle für die Terminvergabe spielen können, hat sich in den Befragungen des WIDO und der KBV gezeigt.

Tabelle 3 zeigt mit der Anzahl der Beobachtungen, dem arithmetischen Mittelwert, der Standardabweichung sowie dem Minimal- und Maximalwert wichtige statistische Maßzahlen. Es wird ersichtlich, dass erhebliche, versicherungs-, diagnose- und trägerspezifische Unterschiede in den Wartezeiten bestehen. Auch zeigt sich, dass ein erheblicher Anteil (über 15 %) der Patienten keinen Termin innerhalb von zwei Wochen erhält. Im Folgenden wird im Rahmen der Begründung der Schätzmodelle noch näher auf die Variablen eingegangen.

Tabelle 3: Deskriptive Statistik

Variable	Beobachtungen	Mittelwert	Standardabweichung	Min	Max
Wartezeiten					
Wartezeit	607	8,3081	8,2857	1	90
Wartezeitabgefragt	244	9,7541	7,6090	1	48
Wartezeitpkv	122	8,9667	7,0996	1	45
Wartezeitgkv	122	10,5533	7,9788	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
Wartezeitoeftraeger	294	7,8809	8,6623	1	90
Wartezeitreigemeintraeger	232	8,2974	7,2332	1	45
Terminschwellen					
Termin1woche	607	0,4909	0,5003	0	1
Termin2wochen	607	0,1581	0,3651	0	1
Regressionsvariablen*					
Bettenzahl	607	479,78	364,82	10	4990
Stadtstaaten	607	0,0824	0,2751	0	1
Knöchelbruch	607	0,3493	0,4771	0	1
Stenose	607	0,2718	0,4452	0	1
Privater Träger	607	0,1334	0,3403	0	1
Öffentlicher Träger	607	0,4843	0,5001	0	1
Abgefragt	607	0,4019	0,4907	0	1
Privatversichert	607	0,2001	0,4011	0	1

Quelle: EIGENE BERECHNUNGEN.[46]

4 Hypothesen und Methodik

4.1 Hypothesen

Aus Tabelle 1 wird zunächst deutlich, dass bei den 485 getätigten Anrufen zur Vereinbarung eines Behandlungstermins in 122 Fällen der Versicherungsstatus aktiv abgefragt worden ist. Für ca. 25 % der Krankenhäuser scheint somit der Versicherungsstatus eine Rolle für die Terminvergabe zu spielen. Vor diesem Hintergrund und gemäß der theoretischen

[46] Sämtliche Berechnungen sind mit Stata 9.0 durchgeführt worden.

Überlegungen wird vermutet, dass a) von diesen Krankenhäusern Privatpatienten bevorzugt werden und daher b) die Wartezeit als Steuerungsinstrument zu Gunsten der Privatpatienten eingesetzt wird. Aus diesem Grund lautet Hypothese I:

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

Im Modell ist weiter betrachtet worden, dass die Höhe der DRG-Vergütung sich je nach Krankheitsbild unterscheiden kann[47] und die Krankenhäuser unterschiedliche Kosten bei dem entsprechenden DRG-Leistungskomplex aufweisen können. In Abhängigkeit von der DRG könnten sich daher die Anreizwirkungen unterscheiden. Diese Vermutung wird auch durch das krankheitsspezifische Abfrageverhalten des Versichertenstatus gestützt. So haben gemäß Tabelle 1 bei der Weber-B-Fraktur ca. 10 %, bei der Konisation rund 25 % und bei der Stenose mehr als 54 % der Häuser die Versicherung bei Anruf erfragt. Es kann vermutet werden, dass mit zunehmender DRG-Höhe die Wahrscheinlichkeit eines positiven Grenzgewinns zunimmt. Daher lautet Hypothese II:

Hypothese II: *Je höher die DRG, desto kürzer ist die Wartezeit auf einen Behandlungstermin.*

Im vorgestellten Modell ist die Wartezeit auf einen Behandlungstermin die zentrale Determinante zur Maximierung der Gewinnfunktion eines Krankenhauses. Es wird unterstellt, dass sich Privatkliniken als Gewinnmaximierer verhalten, öffentliche oder freigemeinnützige Krankenhäuser dagegen nicht zwangsläufig. Die Plausibilität dieser Annahme lässt sich auch durch die Daten der deskriptiven Statistik in Tabelle 3 stützen, nach denen private Häuser geringere Wartezeiten als öffentliche und freigemeinnützige Häuser aufweisen. Daher wird erwartet, dass private Häuser die Wartezeitsteuerung als betriebswirtschaftliches Instrument eher oder regelmäßiger einsetzen als andere Häuser. Hypothese III lautet somit:

Hypothese III: *Für Patienten mit der gleichen medizinischen Indikation haben private Krankenhäuser geringere Wartezeiten als Krankenhäuser in freigemeinnütziger und öffentlicher Trägerschaft.*

---

[47] Bezüglich der drei Krankheitsbilder erhalten die Krankenhäuser für die Behandlung des Knöchelbruchs den höchsten DRG-Satz (Bewertungsrelation 1,545 oder 2,151), gefolgt von der Behandlung der Stenose (Bewertungsrelation zwischen 0,960 und 1,363). Die DRG-Entlohnung ist am geringsten für die Behandlung der Konisation (Bewertungsrelation 0,488). Vgl. FALLPAUSCHALENKATALOG (2006), S. 17, 23 u. 33.

Die Validität der Hypothesen sind mit Hilfe alternativer Kennziffern und differenzierter Schätzmethoden überprüft worden.

4.2 Schätzverfahren

In einem ersten Schritt werden die Hypothesen I-III anhand der Kennziffer logarithmierte Bruttowartezeit[48] mit Hilfe einer Ordinary-Least-Squares (OLS)-Regression getestet.[49] Diese werden um Tobit-Schätzungen ergänzt,[50] da in der gesamten Stichprobe ein bedeutender Anteil der Patienten[51] innerhalb eines Tages einen Behandlungstermin erhält.[52] Die Kurzform der Schätzgleichung lautet:

$$(20)\quad Log(BWZ) = \beta_0 + \beta_i \delta_i + u_i$$

Hierbei steht β_0 für den Schätzer des Achsenabschnitts, $\beta_i \delta_i$ für die Schätzer und Variablen, der in Tabelle 3 aufgeführten Regressionsvariablen sowie u_i für die Störterme.

In einem zweiten Schritt werden die Regressionen für die endogenen Variablen „Termin1woche“ und „Termin2wochen“ wiederholt, um die Robustheit der zuvor ermittelten Ergebnisse hinsichtlich der Überschreitung von Terminschwellen bei der Vergabe des Behandlungstermins zu testen. Da es sich bei diesen Variablen um dichotome Größen mit den Ausprägungen „0/Ja“ und „1/Nein“ handelt, erfolgt eine Probitschätzung. Diese vermeidet die Mängel der OLS-Regression bei dichotomen endogenen Variablen.[53]

---

48 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).

49 Es wird die logarithmierte Bruttowartezeit als abhängige Variable verwendet, da die Variable Bruttowartezeit linksschief verteilt ist. Dies zeigt sich an den stark vom Mittelwert abweichenden Maximalwerten bei der Variable Bruttowartezeit. Dadurch ist es möglich, eine annähernd normalverteilte endogene Variable zu erhalten. Dies ist notwendig, um im Rahmen einer KQ-Schätzung unverzerrte Schätzer zu erhalten.

50 Zur besseren Einordnung der Schätzresultate erfolgt zudem eine Probit-Regression auf die Variable „abgefragt“, um die Einflussgrößen auf die Wahrscheinlichkeit, den Versichertenstatus abzufragen, zu ermitteln.

51 Insgesamt handelt es sich um 149 Patienten.

52 Die Stärke des Tobits-Modell liegt darin, dass bei diesem Verfahren extreme Randverteilungen in der Regression berücksichtigt werden. Vgl. z. B. WOOLDRIDGE, J. (2002), S. 517 ff.

53 Die Kleinste-Quadrate- (KQ-)Regression ist unter diesen Bedingungen nicht angemessen, da einerseits negative Wahrscheinlichkeiten ermittelt werden können und andererseits zwischen den unabhängigen Variablen und der endogenen Variablen ein linearer Zusammenhang unterstellt wird. Vgl. zu diesen ökonometrischen Methoden z. B. GREENE, W. (2005) bzw. WOOLDRIDGE, J. (2002). Zusätzlich werden mit Hilfe des in STATA implementierten dProbit-Befehls die marginalen Effekte für die Veränderung der exogenen Variablen geschätzt. Die Berechnung erfolgt für jede exogene Variable unter der Bedingung, dass alle anderen exogenen Variablen auf ihren Mittelwert gesetzt werden.

Schließlich wird in einem dritten Schritt untersucht, ob sich die gefundenen Ergebnisse auch im Rahmen einer detaillierten diagnose- und trägerspezifischen Analyse als robust erweisen. Dazu werden auf Basis der reduzierten Grundgesamtheiten die zuvor durchgeführten Regressionen für die verschiedenen Träger und Diagnosegruppen wiederholt.

5 Ergebnisse

5.1 Ergebnisse der Kernanalyse

Die Daten in nachstehender Tabelle 4 machen deutlich, dass sich die Resultate robust gegenüber der jeweiligen Schätzspezifikation (OLS, Tobit) erweisen.[54] Bezüglich des Versichertenstatus zeigt sich, dass privat versicherte Patienten gegenüber ihrer Referenzgruppe signifikant geringere Wartezeiten haben. Die Referenzgruppe beinhaltet die gesetzlich versicherten Patienten, bei denen der Versicherungsstatus abgefragt worden ist. Auf Basis der OLS-Regression müssen Privatpatienten im Vergleich zu dieser Gruppe 18,9 % [genaue Berechnung: $100(e^{(-0,21)} -1)$] oder 1,6 Tage kürzer auf einen Behandlungstermin warten.[55] Die gesetzlich versicherten Patienten, bei denen der Versicherungsstatus abgefragt worden ist, müssen demgegenüber wiederum 21 % [genaue Berechnung: $100(e^{(0,19)}-1)$] länger auf einen Behandlungstermin warten als die gesetzlich versicherten Patienten, bei denen der Versicherungsstatus nicht abgefragt worden ist (Referenzgruppe).

---

[54] Die Ergebnisse der OLS-Regression erweisen sich als robust gegenüber der Schätzspezifikation. So sind im Rahmen der Tobit-Schätzung die gleichen Koeffizienten signifikant. Auch weisen diese die gleichen Vorzeichen auf und signalisieren ähnliche quantitative Effekte. Daher werden im Folgenden ausschließlich die OLS-Resultate beschrieben. Alle Ergebnisse sind ermittelt worden, nachdem für regionale Faktoren („Stadtstaaten) und der Krankenhausgröße kontrolliert worden ist. Dabei hat sich für den Stadtstaatendummy ein signifikant positiver Schätzwert ergeben.

[55] Eine ausführlichere ökonometrische Analyse zur Bedeutung des Versichertenstatus für die Vergabe des Behandlungstermins findet sich bei SAUERLAND, D., KUCHINKE, B., WÜBKER, A. (2008).

Tabelle 4: Determinanten der Wartezeit und Abfrageverhalten

Variable	Logarithmierte Bruttowartezeit		Abgefragt
	OLS (alle Diagnosen)	Tobit[1] (alle Diagnosen)	Probit (alle Diagnosen)
Knöchelbruch	-1,52 (0,678)***	-1,38 (0,075)***	-0,229 (0,045)***
Stenose	0,221 (0,075)***	0,162 (0,074)**	0,312 (0,051)***
Privater Träger	-0,179 (0,091)**	-0,201 (0,097)**	-0,200 (0,060)**
Öffentlicher Träger	-0,138 (0,063)**	-0,146 (0,066)**	0,016 (0,466)
Abgefragt	0,191 (0,078)**	0,207 (0,078)**	
Privatversichert	-0,21 (0,089)**	-0,199 (0,089)**	
Bettenzahl	0,139 (0,084)	0,122 (0,089)	-0,360 (0,663)
Stadtstaaten	0,176 (0,105)*	0,189 (0,108)*	0,062 (0,077)
Achsenabschnitt	2,011 (0,069)***	1,625 (0,88)***	
Modellgüte			
Beobachtungen	607	458 unzensiert/149 zensiert	607
F-Wert / LR Chi2	103,99	537,70	
Prob > F / Prob > Chi2	0,0000	0,0000	0,0000
Adj. R^2 bzw. Pseudo[2] R^2**	0,5762	0,2819	0,1490

[1] Bei der Diagnose Knöchelbruch wird bei einer hohen Anzahl von Patienten sofort ein Termin vergeben. Daher wird eine Tobit-Schätzung vorgenommen. Es werden marginale Effekte angegeben.
[2] Das pseudo R^2 lässt sich aufgrund unterschiedlicher Berechnungsmethoden nicht mit dem adj. R^2 vergleichen.
Standardfehler in Klammern. Signifikanzniveau: ***P < 0,01, **P < 0,05, *P < 0,10.

Quelle: EIGENE BERECHNUNGEN.

Hinsichtlich der Bedeutung der Diagnose für die Vergabe eines Behandlungstermins zeigen die Ergebnisse aus Tabelle 4 weiter, dass Patienten mit der Diagnose „Knöchelbruch“ statistisch signifikant schneller einen Termin bekommen als Patienten mit der Diagnose „Krebsverdacht“ (Referenzgruppe). Diese erhalten wiederum statistisch signifikant schneller einen Behandlungstermin als Patienten mit der Diagnose „Stenose“.[56] Dieses Ergebnis gilt unter der Tatsache, dass für das Krankheitsbild des Knöchelbruchs der höchste DRG-Satz (Bewertungsrelation 1,545 oder 2,151) gezahlt wird, gefolgt von der Behandlung der Stenose (Bewertungsrelation zwischen 0,960 und 1,363) und der Behandlung der Konisation (Bewertungsrelation 0,488). In diesem Zusammenhang zeigt sich ebenfalls, dass die DRG-Höhe nicht allein die Wartezeiten erklären kann.

Werden in diesem Kontext die Ergebnisse der Probit-Schätzung herangezogen, so wird gleichzeitig ersichtlich, dass zwischen der Wartezeit auf einen Behandlungstermin und dem krankheitsspezifischen Abfrageverhalten ein positiver Zusammenhang besteht: Die

[56] Auf Grundlage der OLS-Regression müssen Knöchelbruchpatienten 78 % [genaue Berechnung: $100(e^{(-1,52)} -1)$] weniger lange auf einen Behandlungstermin warten als Patienten der Diagnose Krebsverdacht. Patienten mit der Diagnose Stenose müssen demgegenüber 24,6 % [genaue Berechnung: $100(e^{(0,22)} -1)$] länger auf einen Behandlungstermin warten als Patienten der Diagnose „Krebsverdacht“.

Krankheitsgruppe mit der längsten Wartezeit auf einen Behandlungstermin, weist auch die höchste Wahrscheinlichkeit auf, dass der Versicherungsstatus abgefragt wird.

Bezüglich der Bedeutung der Krankenhausträgerschaft für die Terminvergabe zeigen die Regressionsergebnisse, dass Patienten öffentlich und privater Häuser signifikant eher einen Behandlungstermin erhalten als Patienten freigemeinnütziger Häuser (Referenzgruppe). Gemäß der OLS-Regression erhalten Patienten öffentlicher Häuser um 12,9 % [genaue Berechnung: $100(e^{(0,138)}-1)$] und Patienten privater Häuser um 16,4 % [genaue Berechnung: $100(e^{(0,179)}-1)$] schneller einen Behandlungstermin als Patienten freigemeinnütziger Häuser. Weiter zeigen die Resultate der Probitschätzung, dass Krankenhäuser in privater Trägerschaft signifikant seltener den Versicherungsstatus abfragen als Häuser in freigemeinnütziger und öffentlicher Trägerschaft.

Die Robustheit der Zusammenhänge zeigt sich jedoch nur zum Teil innerhalb der Regressionsanalysen auf die endogenen Variablen „Termin1woche“ und „Termin2wochen“, wie Tabelle 5 ausweist. Es wird jeweils ein signifikanter Einfluss des privaten Versicherungsstatus gefunden. Im Vergleich zu ihrer Referenzgruppe besteht für Privatpatienten ein um 18 % (ca. 5 %) geringeres Risiko innerhalb von einer Woche (zwei Wochen) keinen Behandlungstermin zu bekommen. Die Referenzgruppe bilden wiederum die gesetzlich Versicherten, deren Versichertenstatus abgefragt worden ist.

Tabelle 5: Überschreitung von Terminschwellen

Variable	**Termin2wochen**	**Termin1woche**
	Probit[1]	**Probit[1]**
Knöchelbruch	0,224 (0,031)**	-0,635 (0,033)***
Stenose	0,177 (0,043)**	0,103 (0,059)*
Privater Träger	-0,036 (0,034)	0,203 (0,823)
Öffentlicher Träger	-0,036 (0,026)	-0,064 (0,054)
Abgefragt	0,022 (0,031)	0,171 (0,063)***
Privatversichert	-0,048 (0,026)*	-0,180 (0,066)***
Bettenzahl	0,058 (0,032)*	0,100 (0,071)
Stadtstaaten	0,100 (0,059)**	0,088 (0,092)
Modellgüte		
Zahl Beobachtungen	607	607
F-Wert / LR Chi2	117,01	295,79
Prob > F / Prob > Chi2	0,0000	0,0000
Adj. R^2 bzw. Pseudo R^2 (Mc Fadden)	0,2208	0,3516

[1] Marginale Effekte. Standardfehler in Klammern. Signifikanzniveau: ***P < 0,01, **P < 0,05, *P < 0,10.

Quelle: EIGENE BERECHNUNGEN.

Bezüglich der Bedeutung der Diagnosegruppen kann festgehalten werden, dass für die Diagnose „Knöchelbruch“ eine um 63 % (22 %) geringere Wahrscheinlichkeit besteht, innerhalb einer (zwei) Wochen keinen Behandlungstermin zu erhalten, als bei der Diagnose

„Krebsverdacht“. Diese Diagnosegruppe weist eine um 10 % (17 %) geringere Wahrscheinlichkeit auf, innerhalb von einer (zwei) Wochen keinen Behandlungstermin zu erhalten, als Patienten mit der Diagnose „Stenose“.

Bei der Trägerschaft zeigt sich schließlich kein signifikanter Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, keinen zeitnahen Behandlungstermin zu erhalten.

5.2 Ergebnisse der Detailanalyse

Tabelle 6 dokumentiert die Ergebnisse der Detailanalyse für die drei Diagnosegruppen. Aufgrund der deutlich geringeren Anzahl an Beobachtungen sind eine Reihe von Schätzkoeffizienten nicht mehr signifikant. Es lässt sich jedoch festhalten, dass der Versichertenstatus bei den betrachteten Diagnosegruppen die erwartete Wirkungsrichtung signalisiert. Auch weisen die anderen Schätzkoeffizienten weitgehend zur Kernanalyse konsistente Vorzeichen auf.[57] Weiter kann für die Diagnosen „Knöchelbruch“ und „Stenose“ für die private Krankenhausträgerschaft im Verhältnis zur Referenzgruppe der freigemeinnützigen Häuser trotz geringerer Stichprobengröße ein signifikant negativer Zusammenhang mit der Wartezeit ermittelt werden.

Tabelle 6: Detailanalyse für Krankheitsbilder

Variable	**Logarithmierte Bruttowartezeit**		
	Tobit[1] (Knöchel)	**OLS (Stenose)**	**OLS (Krebsverdacht)**
Privater Träger	-0,231 (0,127)*	0,174 (0,236)	-0,227 (0,116)*
Öffentlicher Träger	-0,223 (0,098)**	-0,093 (0,141)	-0,116 (0,076)
Abgefragt	0,535 (0,138)***	0,148 (0,156)	0,008 (0,088)
Privatversichert	-0,362 (0,191)**	-0,152 (0,148)	-0,084 (0,107)
Bettenzahl	0,075 (0,129)	0,519 (0,205)**	0,239 (0,119)**
Stadtstaaten	0,197 (0,152)	-0,061 (0,200)	0,358 (0,144)**
Achsenabschnitt	-0,093 (0,087)	1,981(0,175)***	1,995(0,076)***
Modellgüte			
Zahl Beobachtungen	68 unzensiert/ 144 zensiert	165	230
F-Wert / LR Chi2	20,67	1,33	3,06
Prob > F / Prob > Chi2	0,0021	0,2489	0,0068
Adj. R^2 bzw. Pseudo R^2 (Mc Fadden)	0,0473	0,0120	0,0512
Standardfehler in Klammern, Signifikanzniveau: ***P < 0,01, **P < 0,05, *P < 0,10.			

Quelle: EIGENE BERECHNUNGEN.

[57] Nicht im Einklang mit der Kernanalyse ist lediglich der Schätzer für die private Trägerschaft bei der Stenose.

Tabelle 7 liefert schließlich die Ergebnisse der Detailanalyse für die Krankenhausträger. Aufgrund der geringen Stichprobengröße verlieren die Schätzkoeffizienten ebenfalls teilweise ihre statistische Signifikanz. Jedoch unterstreichen auch die Ergebnisse der trägerspezifischen Analyse die grundsätzliche Konsistenz der Schätzkoeffizienten zur Kernanalyse. Dies gilt sowohl für die Variablen zum Versicherungsstatus als auch für die Diagnosegruppen.

Tabelle 7: Detailanalyse für Krankenhausträger

Variable	Logarithmierte Bruttowartezeit		
	Tobit (Privater Träger)	Tobit (Öff. Träger)	Tobit (Frei-gem. Träger)
Knöchelbruch	-2,256 (0,283)***	-2,121 (0,131)***	-1,678 (0,148)***
Stenose	0,434 (0,283)	0,243 (0,124)	0,084 (0,147)
Abgefragt	0,126 (0,423)	0,165 (0,128)	0,401 (0,154)***
Privatversichert	-0,231 (0,482)	-0,243 (0,146)	-0,279 (0,174)*
Bettenzahl	0,700 (0,400)	0,445 (0,0121)	0,261 (0,341)
Stadtstaaten	0,446 (0,816)	0,346 (0,183)*	0,089 (0,194)
Modellgüte			
Zahl Beobachtungen	49 unzensiert/ 32 zensiert	223 unzensiert/ 71 zensiert	186 unzensiert/ 46 zensiert
F-Wert/LR Chi2	81,01	289,04	162,91
Prob > F / Prob > Chi2	0,0000	0,0000	0,0000
Adj. R^2 bzw. Pseudo R^2 (Mc Fadden)	0,3280	0,3134	0,2275
Standardfehler in Klammern. Signifikanzniveau: ***P < 0,01, **P < 0,05, *P < 0,10.			

Quelle: EIGENE BERECHNUNGEN.

6 Diskussion und Fazit

Die vorliegende Studie zeigt erstmalig, dass der Zugang zu kurzfristig erforderlichen, stationären medizinischen Dienstleistungen in Deutschland in Abhängigkeit von verschiedenen Determinanten variiert. Hypothese I kann auf Grundlage der erhobenen Daten nicht widerlegt werden. Privatpatienten müssen durchschnittlich knapp 1,6 Tage oder knapp 20 % kürzer auf einen Behandlungstermin warten als gesetzlich versicherte Patienten, wenn der Versicherungsstatus abgefragt wird. Es ist davon auszugehen, 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.[58]

[58] Eine Einordnung dieser Ergebnisse in die Literatur, eine kritische Diskussion der Interpretation dieser Ergebnisse sowie eine Analyse der Stärken und Schwächen des gewählten Studiendesigns ist bereits in einem anderen Papier erfolgt und soll dementsprechend hier nicht weiter behandelt werden. Vgl. hierzu SAUERLAND, D., KUCHINKE, B., WÜBKER, A. (2008).

Weiter zeigt die Analyse im Hinblick von Hypothese II, dass bei der Diagnose „Knöchelbruch“, für deren Behandlung die höchste DRG erzielt wird, statistisch die geringste Wartezeit in Kauf genommen werden muss. Gleichzeitig ist jedoch die Diagnose „Krebsverdacht“, deren Behandlung die geringste Vergütung erfährt, nicht mit der größten Wartezeit verbunden. Damit kann nicht davon ausgegangen werden, dass mit einer höheren DRG zwingend geringere Wartezeiten einhergehen. In diesem Zusammenhang liefert die ergänzende Probitanalyse gemäß Tabelle 4 jedoch zusätzliche Informationen. Es zeigt sich, dass die Wahrscheinlichkeit den Versichertenstatus abzufragen bei Diagnosegruppen mit langen Wartezeiten relativ hoch ist und umgekehrt. Dieses Ergebnis könnte ein Indiz dafür sein, dass nicht die Höhe der DRG für den Einsatz der Wartezeit als Rationierungsinstrument entscheidend ist, sondern die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines negativen Deckungsbeitrages die ausschlaggebende Größe darstellt. Die zu testende Hypothese wäre folglich: Die Wartezeit wird als Rationierungsinstrument eingesetzt und ist folglich relativ hoch, sofern kein positiver Deckungsbeitrag für das zu behandelnde Krankheitsbild zu erwarten ist. Eine empirische Prüfung dieser Hypothese ist allerdings mit Hilfe der erhobenen Daten nicht abschließend möglich. Dennoch lässt sich fordern, die gefundenen Ergebnisse und die gewählte Methodik als Referenz für weitere Untersuchungen bzw. als Basis für die Interpretation zukünftiger Ergebnisse zu nutzen.[59]

Schließlich ist ermittelt worden, dass Krankenhäuser in privater Trägerschaft zwar signifikant geringere Wartezeiten als Krankenhäuser in freigemeinnütziger Trägerschaft aufweisen, nicht jedoch signifikante Unterschiede zu Krankenhäusern in öffentlicher Trägerschaft bestehen. Somit lässt sich Hypothese III nur zum Teil empirisch nicht widerlegen. Jedoch zeigt die ergänzende Probitanalyse, dass private Krankenhausträger mit einer signifikant geringeren Wahrscheinlichkeit den Versicherungsstatus abfragen als freigemeinnützige und öffentliche Häuser. Dieses Ergebnis kann ein Indiz dafür sein, dass private Häuser eine weniger angespannte Finanzlage aufweisen als Krankenhäuser in alternativer Trägerschaft und daher auch nicht auf das Rationierungsinstrument „Wartezeit“ zurückgreifen müssen. Eine Überprüfung dieser Hypothese ist allerdings ebenfalls nicht mit Hilfe der erhobenen

---

[59] Dann lassen sich aus den Ergebnissen zusätzliche Erkenntnisse im Rahmen eines komparativ statistischen Vergleichs ziehen. Diese Forderung gilt insbesondere vor dem Hintergrund, dass sich im Laufe der DRG-Konvergenzphase für viele Krankenhäuser die Wahrscheinlichkeit erhöhen sollte, diagnosespezifisch negative Deckungsbeiträge zu realisieren. Diese Vermutung ist plausibel, da im Zuge der Konvergenzphase einige Krankenhäuser mit deutlich zurückgehenden DRGs planen müssen. Nach einiger Studie des RWI-Essen werden bis 2010 ca. 10 % der Krankenhäuser in Deutschland in der Konsequenz schließen müssen. Vgl. AUGURZKY, B. (2006). Andere Studien kommen sogar zu deutlich pessimistischeren Resultaten. Vgl. JENTSCH, P. (2005).

Daten möglich. Wird der Indikator „Wartezeit auf einen kurzfristig erforderlichen Behandlungstermin“ jedoch als Qualitätsvariable aufgefasst, so lassen sich die gefundenen Ergebnisse auch als Ergänzung bzw. Grundlage für die Diskussion nutzen, inwiefern mit der Krankenhausträgerschaft Unterschiede in der Behandlungsqualität einhergehen.[60] Dies gilt nicht zuletzt vor dem Hintergrund einer wachsenden und vielfach kritisch beurteilten Bedeutung privater Krankenhausketten auf deutschen Krankenhausmärkten.[61] Für eine Klärung dieser Zusammenhänge besteht weiterer Forschungsbedarf.

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.

ARMOUR, B. S. ET AL. (2001), The effect of explicit financial incentives on physician behaviour, in: Archives of Internal Medicine, Vol. 161, S. 1.261-1.266.

AUGURZKY, B. (2006), Effizienzsteigerung durch Schließen von Kliniken?, in: Die Ersatzkasse 5, S. 182-183.

AYANIAN, J. Z. ET AL. (2000), Unmet Health Needs of Uninsured Adults in the United States, in: Journal of the American Medical Association, Vol. 284, S. 2.061-2.069.

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? Questionaire study, in: Health Policy, Vol. 77, S. 318-325.

CONRAD, D. A. ET AL. (2002), The impact of financial incentives on physician productivity in medical groups, in: Health Service Research, Vol. 37, S. 885-906.

CZYPIONKA, T. ET AL. (2007), Warten in Europa: Ein internationaler Vergleich bei Elektivoperationen, in: Health System Watch I/2007, S. 9-16.

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.

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?, in: Joint Commission Journal on Quality and Patient Safety, Vol. 33 (4), S. 211-218.

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, in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 81 (396), S. 945-960.

INSTITUT FÜR DAS ENTGELTSYSTEM IM KRANKENHAUS (INEK, 2006; auch DRG-Institut genannt), Fallpauschalenkatalog 2007, abgerufen im Internet (20.3.2006) unter:

---

60 Vgl. zu dieser Diskussion auch SVR (2007), S. 360 f.

61 Vgl. hierzu SVR (2007), S. 355 ff. Besonders misstrauisch wird der Privatisierung der Universitätskliniken begegnet.

http://www.g-drg.de/service/download/veroeff_2006/Fallpauschalenkatalog_2006_050929.pdf.

INSTITUTE OF MEDICINE COMMITTEE ON THE CONSEQUENCES OF UNINSURANCE (IMCCU, 2002), Care Without Coverage: Too Little, Too Late, Washington, DC.

JENTSCH, P. (2005), Ernst & Young prognostizieren schwerwiegende Einschnitte, in: Arzt und Krankenhaus 5, S. 131-132.

KALLFASS, H. H. (2006), Räumlicher Wettbewerb zwischen Allgemeinen Krankenhäusern, Diskussionspapier Nr. 50, TU Ilmenau, Institut für Volkswirtschaftslehre.

KASSENÄRZTLICHE BUNDESVEREINIGUNG (KBV, 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.

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.

LÜNGEN, M. ET AL. (2008), Waiting times for elective treatments according to insurance status; a randomised empirical study in Germany, in: International Journal for Equity in Health, 7. Jg., Nr. 1, abgerufen im Internet (29.2.2008) unter: http://www.equityhealthj.com/content/pdf/1475-9276-7-1.pdf.

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, Vol. 26, No. 2, S. 263-285.

MEDICAID ACCESS STUDY GROUP (MASG, 1994), Access to Medicaid recipients to outpatient care, in: New England Journal of Medicine, Vol. 330, S. 1.426-1.430.

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 Servicces Research, Vol. 42 (2), S. 644-662.

RESNECK, J. JR., PLETCHER, M. J, LOZANO, N. (2004), Medicare, Medicaid and access to dermatologists: the effect of patient insurance on appointment access and wait times, in: Journal of the American Academy of Dermatology, Vol. 50, S. 85-92.

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., KUCHINKE, B. A., WÜBKER, A. (2008), Warten gesetzlich Versicherte länger? Zum Einfluss des Versichertenstatus auf den Zugang zu medizinischen Leistungen im stationären Sektor, Diskussionspapier der WHL – Wissenschaftliche Hochschule Lahr, Nr. 11.

SOZIALGESETZBUCH: FÜNFTES BUCH (Gesetzliche Krankenversicherung - SGB V) 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, Jg. 2007, Teil I, Nr. 11, ausgegeben zu Bonn am 30. März 2007).

STATISTISCHES BUNDESAMT (StBA, 2005), Verzeichnis der Krankenhäuser oder Vorsorge- und Rehabilitationseinrichtungen in Deutschland, Wiesbaden.

STATISTISCHES BUNDESAMT (StBA, 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.

SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER ENTWICKLUNG IM GESUNDHEITSWESEN (SVR; 2007), Kooperation und Verantwortung Voraussetzungen einer zielorientierten Gesundheitsversorgung, Langfassung des Gutachtens, abgerufen im Internet (4.2.2008) unter: http://www.svr-gesundheit.de/Startseite/Langfassung060707-website.pdf.

THE CENTRE OF SPARTIAL ECONOMICS (CSE, 2006), The Economic Costs of Wait Times in Canada, abgerufen im Internet (15.8.2007) unter: http://www.csls.ca/events/CMA-CSLS/BCMA-CMA-waittimes.pdf.

TSANG, M. W., RESNECK. J. JR., (2006), Even patients with changing moles face long dermatology appointment wait-times: a study of simulated patient calls to dermatologists, in: Journal of the American Academy of Dermatology, Vol. 55, S. 54-58.

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 aus dem Institut für Volkswirtschaftslehre der Technischen Universität Ilmenau

Nr. 15 *Kallfass, Hermann H.:* Vertikale Verträge und die europäische Wettbewerbspolitik, Oktober 1998. In veränderter Fassung erschienen als: „Vertikale Verträge in der Wettbewerbspolitik der EU“, in: Wirtschaft und Wettbewerb, 49. Jg., 1999, S. 225-244.

Nr. 16 *Steinrücken, Torsten:* Wirtschaftspolitik für offene Kommunikationssysteme - Eine ökonomische Analyse am Beispiel des Internet, März 1999.

Nr. 17 *Kallfass, Hermann H.:* Strukturwandel im staatlichen Einfluss, April 1999.

Nr. 18 *Czygan, Marco:* Wohin kann Wettbewerb im Hörfunk führen? Industrieökonomische Analyse des Hörfunksystems der USA und Vergleich mit Deutschland, Dezember 1999.

Nr. 19 *Kuchinke, Björn:* Sind vor- und vollstationäre Krankenhausleistungen Vertrauensgüter? Eine Analyse von Informationsasymmetrien und deren Bewältigung, September 2000.

Nr. 20 *Steinrücken, Torsten:* Der Markt für „politische Zitronen“, Februar 2001.

Nr. 21 *Kuchinke, Björn A.:* Fallpauschalen als zentrales Finanzierungselement für deutsche Krankenhäuser: Eine Beurteilung aus gesundheitsökonomischer Sicht, Februar 2001.

Nr. 22 *Kallfass, Hermann H.:* Zahlungsunfähige Unternehmen mit irreversiblen Kosten, ihre Fortführungs- und Liquidationswerte, März 2001.

Nr. 23 *Kallfass, Hermann H.:* Beihilfenkontrolle bei Restrukturierungen und Privatisierungen, April 2001.

Nr. 24 *Bielig, Andreas:* Property Rights und juristischer Eigentumsbegriff. Leben Ökonomen und Juristen in unterschiedlichen Welten?, Juni 2001.

Nr. 25 *Sichelstiel, Gerhard:* Theoretische Ansätze zur Erklärung von Ähnlichkeit und Unähnlichkeit in Partnerschaften, Juni 2001.

Nr. 26 *Bielig, Andreas:* Der „Markt für Naturschutzdienstleistungen“. Vertragsnaturschutz auf dem Prüfstand, Juli 2001.

Nr. 27 *Bielig, Andreas:* Netzeffekte und soziale Gruppenbildung, Januar 2002.

Nr. 28 *Kuchinke, Björn A.; Schubert, Jens M.:* Europarechtswidrige Beihilfen für öffentliche Krankenhäuser in Deutschland, April 2002. In veränderten Fassungen erschienen als: Beihilfen und Krankenhäuser, in: Wirtschaft und Wettbewerb, 52. Jg., Juli/August 2002, S. 710-719, Defizitausgleich öffentlicher Krankenhäuser aus öffentlichen Kassen: Verstoß gegen europäisches Recht?, in: führen und wirtschaften im Krankenhaus, 19. Jg., Nr. 5, S. 524-530.

Nr. 29 *Bielig, Andreas:* Messung von Nachhaltigkeit durch Nachhaltigkeitsindikatoren, Februar 2003.

Nr. 30 *Steinrücken, Torsten:* Die Legitimation staatlicher Aktivität durch vertragstheoretische Argumente: Anmerkungen zur Kritik an der Theorie des Gesellschaftsvertrages, März 2003.

Nr. 31 *Steinrücken, Torsten; Jaenichen, Sebastian:* Heterogene Standortqualitäten und Signalstrategien: Ansiedlungsprämien, Werbung und kommunale Leuchtturmpolitik, April 2003.

Nr. 32 *Steinrücken, Torsten:* Funktioniert ‚fairer' Handel? Ökonomische Überlegungen zum alternativen Handel mit Kaffee, Juli 2003.

Nr. 33 *Steinrücken, Torsten; Jaenichen, Sebastian:* Die Wiederentdeckung der Zweitwohnsitzsteuer durch die Kommunen - zu Wirkungen und Legitimation aus ökonomischer Sicht, September 2003.

Nr. 34 *Rissiek, Jörg; Kressel, Joachim:* New Purchasing & Supply Chain Strategies in the Maintenance, Repair and Overhaul Industry for Commercial Aircraft, September 2003.

Nr. 35 *Steinrücken, Torsten; Jaenichen, Sebastian:* Europäische Beihilfekontrolle und Public Utilities - Eine Analyse am Beispiel öffentlicher Vorleistungen für den Luftverkehr, Dezember 2003.

Nr. 36 *Voigt, Eva; GET UP:* Gründungsbereitschaft und Gründungsqualifizierung - Ergebnisse der Studentenbefragung an der TU Ilmenau, April 2004.

Nr. 37 *Steinrücken, Torsten; Jaenichen, Sebastian:* Levelling the playing field durch staatliche Beihilfen bei differierender Unternehmensmobilität, Mai 2004.

Nr. 38 *Steinrücken, Torsten; Jaenichen, Sebastian:* Sekundärwirkungen von Unternehmensansiedlungen - Eine Beurteilung staatlicher Aktivität beim Auftreten paretorelevanter Nettoexternalitäten, Juni 2004.

Nr. 39 *Kallfaß, Hermann H.:* Wettbewerb auf Märkten für Krankenhausdienstleistungen - eine kritische Bestandsaufnahme, Juni 2004.

Nr. 40 *Engelmann,Sabine:* Internationale Transfers und wohlfahrtsminderndes Wachstum, September 2004.

Nr. 41 *Steinrücken, Torsten; Jaenichen, Sebastian:* Zum Einfluss von Ausländern auf die Wirtschaftsleistung von Standorten - Ist Zuwanderung ein Weg aus der ostdeutschen Lethargie?, Oktober 2004.

Nr. 42 *Steinrücken, Torsten; Jaenichen, Sebastian:* Wer ist wirklich reich? - Zu Problemen der Wohlfahrtsmessung durch das Bruttoinlandsprodukt, April 2005.

Nr. 43 *Steinrücken, Torsten; Jaenichen, Sebastian:* Wo bleiben die Subventionssteuern? - Probleme des Beihilfenrechts und ein alternatives Regulierungskonzept, Mai 2005.

Nr. 44 *Jaenichen, Sebastian; Steinrücken, Torsten; Schneider, Lutz:* Zu den ökonomischen Wirkungen gesetzlicher Feiertage - Eine Diskussion unter besonderer Berücksichtigung der Arbeitszeitpolitik, Juni 2005.

Nr. 45 *Kuchinke, Björn A.:* Qualitätswettbewerb zwischen deutschen Akutkrankenhäusern unter besonderer Berücksichtigung von DRG und Budgets, Juni 2005.

Nr. 46 *Kuchinke, Björn A.; Walterscheid, Heike:* Wo steht der Osten? Eine ökonomische Analyse anhand von Wohlfahrts- und Happinessindikatoren, Juni 2005.

Nr. 47 *Kuchinke, Björn A.; Schubert, Jens M.:* Staatliche Zahlungen an Krankenhäuser: Eine juristische und ökonomische Einschätzung nach Altmark Trans und der Entscheidung der Kommission vom 13.7.2005, August 2005.

Nr. 48 *Steinrücken, Torsten; Jaenichen, Sebastian:* Überkapazitäten zur Absicherung politischer Risiken und Instrumente finanzwirtschaftlicher Gegensteuerung, November 2005.

Nr. 49 *Jaenichen, Sebastian; Steinrücken, Torsten:* Opel, Thüringen und das Kaspische Meer, Januar 2006.

Nr. 50 *Kallfaß, Hermann H.:* Räumlicher Wettbewerb zwischen Allgemeinen Krankenhäusern, Februar 2006.

Nr. 51 *Sickmann, Jörn:* Airport Slot Allocation, März 2006.

Nr. 52 *Kallfaß, Hermann H.; Kuchinke, Björn A.:* Die räumliche Marktabgrenzung bei Zusammenschlüssen von Krankenhäusern in den USA und in Deutschland: Eine wettbewerbsökonomische Analyse, April 2006.

Nr. 53 *Bamberger, Eva; Bielig, Andreas:* Mehr Beschäftigung mittels weniger Kündigungsschutz? Ökonomische Analyse der Vereinbarungen des Koalitionsvertrages vom 11. 11. 2005, Juni 2006.

Nr. 54 *Jaenichen, Sebastian; Steinrücken, Torsten:* Zur Ökonomik von Steuergeschenken - Der Zeitverlauf als Erklärungsansatz für die effektive steuerliche Belastung, Dezember 2006.

Nr. 55 *Jaenichen, Sebastian; Steinrücken, Torsten:* Wirkt eine Preisregulierung nur auf den Preis? Anmerkungen zu den Wirkungen einer Preisregulierung auf das Werbevolumen, Mai 2007.

Nr. 56 *Kuchinke, B. A.; Sauerland, D.; Wübker, A.:* Determinanten der Wartezeit auf einen Behandlungstermin in deutschen Krankenhäusern – Ergebnisse einer Auswertung neuer Daten, Januar 2008.

Nr. 57 *Wegehenkel, Lothar; Walterscheid, Heike:* Rechtsstruktur und Evolution von Wirtschaftssystemen – Pfadabhängigkeit in Richtung Zentralisierung?, Februar 2008.