

# 15 Der Einfluss der Klinikträgerschaft im Vergleich zu anderen strukturellen klinikspezifischen Variablen auf die Qualität der Krankenversorgung

Günther Heller für das ATRÄK-Projektteam\*

## Abstract

Der Beitrag untersucht den Einfluss der Trägerschaft sowie weiterer klinikspezifischer Strukturmerkmale auf die Versorgungsqualität der Krankenhäuser. Hierzu wurden erstmals zwei international bekannte und weit verbreitete globale Mortalitäts-Scores, der Charlson- und der Elixhauser-Score, auf deutsche Massendaten adaptiert und angewendet. Dabei wurden Abrechnungsdaten aller vollstationären AOK-Krankenhausfälle mit Entlassdatum 2006 für multivariate Analysen genutzt. Bei bereits 2003 privatisierten Kliniken zeigten sich angedeutet niedrigere Sterblichkeiten, die allerdings für den Elixhauser-Score formal nicht signifikant waren. Deutlicher zeigte sich ein protektiver Effekt der Klinikgröße.

This study analyses the influence of the backing organizations of hospitals and other hospital-specific structural features on the quality of hospital care. For the first time, two internationally known and widely used global mortality scores, the Charlson and the Elixhauser score, were adapted to German mass data and applied. For this purpose, routine data of all AOK inpatient cases treated in acute-care hospitals and discharged in 2006 were included in multivariate analyses. Clinics that were already privatized in 2003 showed a lower mortality, although for the Elixhauser score this effect was technically not significant. Clearer was a protective effect of the hospital size.

\* Die vorgelegte Arbeit beinhaltet in Teilen Methoden und Ergebnisse eines von der Bundesärztekammer geförderten Projekts zum Thema „Auswirkungen unterschiedlicher Trägerstrukturen von Krankenhäusern auf die Qualität der Krankenversorgung der Bevölkerung (ATRÄK)“. Projektnehmer waren das Zentrum für Versorgungsforschung Köln (ZVFK) und das Wissenschaftliche Institut der AOK (WIdO). Das ATRÄK-Projektteam bestand aus:

Günther Heller (WIdO)

Christian Günster (WIdO)

Svetlana Rasch (WIdO bis 31.12.2008, derzeit für das Aqua-Institut, Göttingen, tätig)

Christof Wagner (WIdO bis 31.12.2008)

Antje Hammer (ZVFK)

Oliver Ommen (ZVFK)

Holger Pfaff (ZVFK)

## 15.1 Einführung

Verschiedene Studien haben in den vergangenen zwei Jahrzehnten den Einfluss von Krankenhausträgerschaften auf die Qualität der Krankenversorgung untersucht. Darüber hinaus existieren zahlreiche Studien, die den Einfluss weiterer struktureller Variablen von Kliniken – etwa der personellen Ausstattung oder der Klinikgröße – auf deren Versorgungsqualität analysiert haben. Allerdings liegen nur wenige Arbeiten vor, die derartige Analysen für das (nahezu) gesamte Versorgungsspektrum von Krankenhäusern<sup>1</sup> durchgeführt haben. Zumeist liegen regionale bzw. auf wenige Häuser und wenige Diagnosen oder Prozeduren begrenzte Analysen vor (Aiken LH et al. 2002, Bond et al. 1999, Bundesärztekammer 2007, Farsi et al 2004, Deveaux et al. 2004, Milent 2005, Sloan et al. 2003, Vaillancourt Rosenau et al. 2003, Yasatis et al. 2009, Wörz 2007).

Ziel dieser Arbeit war es daher, den Zusammenhang zwischen Krankenhausträgerschaft und weiteren Struktureigenschaften von Krankenhäusern auf der Basis (nahezu) aller erbrachten Krankenhausleistungen für alle an der stationären Akutversorgung teilnehmenden Krankenhäuser zu analysieren.

## 15.2 Material und Methoden

Es wurden Abrechnungsdaten (gemäß Datenaustauschverfahren nach § 301 SGB V) von allen vollstationären AOK-versicherten Krankenhauspatienten mit Entlassdatum der Jahre 2002 bis 2006 genutzt. Diese Daten enthalten detaillierte Informationen u. a. über Alter und Geschlecht des Patienten, Behandlungsanlass, Begleiterkrankungen, durchgeführte Prozeduren/Operationen, den Entlassungsgrund wie auch die Abrechnungsnummer des behandelnden Krankenhauses. Zu diesen Informationen wurden über anonymisierte individuelle Verknüpfung Informationen zum Versichertenstatus und zum Überleben innerhalb von 30 Tagen, 90 Tagen und einem Jahr nach Aufnahme hinzugespielt. Diese Datengrundlage wurde angereichert durch strukturelle Informationen zu den Krankenhäusern aus dem gesetzlichen Qualitätsbericht nach § 137 SGB V für das Datenjahr 2006. Neben der Klinikgröße (Bettenzahl) wurde die Anzahl der hauptamtlich beschäftigten Ärzte wie auch die Gesamtzahl der Pflegekräfte nach inhaltlicher Durchsicht genutzt. Angaben zur Trägerschaft von 2003 bis 2006 wurden gemäß Statistischem Bundesamt (Statistisches Bundesamt 2005–2008b), Angaben zur Größenklasse der Gemeinde, in der das betreffende Krankenhaus liegt, wurden entsprechend den Angaben des Bundesamts für Bauwesen und Raumordnung genutzt (Beivers und Spangenberg 2008). Als weitere Einflussvariable wurden die vereinbarten Basisfallwerte (ohne Ausgleiche) des Jahres 2006 verwendet.

Als Endpunkte der Analyse wurde das Überleben nach 30bTagen, 90bTagen und nach einem Jahr verwendet. Die Risikoadjustierung erfolgte einerseits über

<sup>1</sup> Mit Krankenhäusern sind – der wohl allgemeinen impliziten Definition entsprechend – akutstationäre Einrichtungen gemeint. Reine Fachkliniken, Rehabilitationseinrichtungen usw. sind also ausgeschlossen.

Alter und Geschlecht, in weiteren Analysen aber auch über auf deutsche Verhältnisse adaptierte Charlson- und Elixhauser-Scores<sup>2</sup> (Charlson et al. 1987, Elixhauser et al. 1998, Quan et al. 2005).

Sowohl die Schätzung der Modellgleichungen wie auch die Evaluation der Schätzung der Assoziationen mit den o. g. potenziellen strukturellen klinikspezifischen Einflussvariablen wurden auf Basis multivariater logistischer Regressionsanalysen unter der Verwendung der Varianzschätzmethode nach Huber und White mit dem Statistikpaket STATA 10.0 durchgeführt (Stata Corp. 2007). Die Modelle wurden mittels Receiver-Operator-Characteristic-Analysen und Pseudo-r<sup>2</sup> nach McFadden evaluiert. Als Effektmaße der klinikspezifischen Einflussvariablen werden Odds Ratios mit zugehörigen 95%-Konfidenzintervallen ausgewiesen. Um sicherzustellen, dass die zahlreichen unabhängigen Variablen nicht zu Multikollinearität führen, wurden Varianz-Inflations-Faktoren berechnet (Allison 1999). Zur Berechnung und Darstellung der Verteilung von klinikspezifischen risikoadjustierten Mortalitätsraten wurde dagegen auf standardisierte Mortalitäts-Ratios (SMR) zurückgegriffen.<sup>3</sup>

### 15.3 Ergebnisse

Tabelle 15–1 zeigt die Verteilung der insgesamt 5,1 Millionen AOK-Krankenhausesfälle, die in 1 157 Kliniken mit einer chirurgischen Hauptabteilung und einer Hauptabteilung der Inneren Medizin mit Entlassungsdatum im Jahr 2006<sup>4</sup> behandelt wurden.

Knapp 44% der Krankenhausesfälle waren Männer, im Durchschnitt waren die Patienten 56 Jahre alt. Die rohe Sterberate stieg von 4,0% 30 Tage nach Aufnahme auf 13,5% ein Jahr nach Aufnahme (Tabelle 15–1). Im Vergleich zu kanadischen Daten aus dem Jahr 2001/2002 zeigte sich eine deutlich umfangreichere Kodierung der verschiedenen Komorbiditäten im Elixhauser-Score wie auch im Charlson-Score. So findet sich in den hier analysierten Daten bei 15,5% der Patienten eine „kongestive Herzerkrankung“ (Definition nach Elixhauser-Score). Im kanadischen Vergleichskollektiv war dies nur etwa halb so häufig der Fall. Ähnlich wurde für 11,5% der hier analysierten Fälle ein unkomplizierter Diabetes (Definition nach Elixhauser-Score) kodiert, im kanadischen Vergleichskollektiv dagegen 7,2%<sup>5</sup>. Andere Diagnosen, wie z. B. Blutungsanämien, wiesen dagegen vergleichbare Prävalenzen auf (Quan et al. 2005, Tabelle 15–1)<sup>6</sup>.

<sup>2</sup> Genauer aufgrund von Alter und Geschlecht, wie auch aufgrund der in den Scores definierten Erkrankungen.

<sup>3</sup> Dabei werden auf Basis einer logistischen Regression für jede Klinik erwartete Todesfälle (E) berechnet und diese mit den dort beobachteten Todesfällen dieser Klinik (O) in Relation gesetzt:  $SMR = O / E$

<sup>4</sup> Über die 1-Jahres-Sterblichkeit wird dabei ein 1-Jahres-Follow-Up bis Ende 2007 durchgeführt

<sup>5</sup> Die kanadischen Vergleichsdaten sind nicht dargestellt

<sup>6</sup> Dabei ist anzumerken, dass sich die Anzahl der Nebendiagnosen je Fall in den deutschen DRG-Daten von 2002–2006 vervielfacht hat.

Tabelle 15–1

**Charakteristika vollstationärer AOK-Patienten 2006\***

Anzahl	5 116 608
Männlich (Anteil in %)	43,6
<b>Alter</b>	
Durchschnitt	56,0
Interquartils Grenzen	38/63/75
<b>Verstorben (Anteil in %)</b>	
30 Tage nach Aufnahme	4,0
90 Tage nach Aufnahme	7,0
Ein Jahr nach Aufnahme	13,5
<b>Anteil (Begleit-) Erkrankungen (Haupt- oder Nebendiagnose) in % des Elixhauser-Scores **</b>	
Kongestive Herzerkrankung	15,5
Kardiale Arrhythmie	13,5
Erkrankung der Herzklappen	3,9
Erkrankung des Pulmonalkreislaufs	1,6
Periphere Gefäßerkrankung	6,1
Bluthochdruck, ohne Komplikation	31,0
Bluthochdruck, mit Komplikation	5,3
Lähmung	3,5
Andere neurologische Erkrankung	5,5
Chronische Lungenerkrankung	8,1
Diabetes ohne Komplikation	11,5
Diabetes mit Komplikation	5,7
Hypothyroidismus	3,4
Nierenversagen/-insuffizienz	8,2
Lebererkrankung	2,9
Peptisches Ulkus ohne Blutung	0,4
AIDS/HIV	0,1
Lymphom	0,9
Metastasierende Krebserkrankung	4,2
Solider Tumor ohne Metastasen	9,9
Rheumatische Erkrankung	1,2
Koagulopathie	2,1
Fettleibigkeit	7,8
Gewichtsverlust	1,5
Störungen des Wasser- und Elektrolythaushaltes sowie des Säure-Basen-Gleichgewichts	11,3
Blutungsanämie	0,7
Defiziananämie	1,6
Alkoholabusus	4,3
Drogenabusus	0,9

Tabelle 15–1

**Fortsetzung**

Psychosen	1,0
Depression	3,8
<b>Anteil (Begleit-) Erkrankungen (Haupt- oder Nebendiagnose) in % des Charlson-Scores **</b>	
** Fläche unter der „Receiver Operator Characteristic“-Kurve oder c-Statistic	
Herzinsuffizienz	11,8
Periphere Gefäßerkrankung	6,1
Hirngefäßerkrankung	7,2
Demenz	4,8
Chronische Lungenerkrankung	8,1
Rheumatische Erkrankung	1,0
Peptisches Ulkus	1,3
Milde Lebererkrankung	2,7
Diabetes ohne chronische Komplikation	12,3
Diabetes mit chronischer Komplikation	2,4
Hemiplegie/Paraplegie	3,5
Nierenerkrankung	8,1
Neoplastische Erkrankung	11,3
Mittlere/schwere Lebererkrankung	0,6
Metastasierender solider Tumor	4,2
AIDS/HIV	0,1
* nur Patienten in Kliniken mit einer Hauptabteilung Innere Medizin und Chirurgie	
** nach Quan et al. 2005	
Krankenhaus-Report 2010	WIdO

In Tabelle 15–2 sind Charakteristika der 1 157 analysierten Kliniken aufgelistet: Knapp 82 % befinden sich in den alten Bundesländern (ohne Berlin). Etwa 42 % befinden sich gemäß der Gemeindegrößenklasseneinteilung des Bundesamts für Bauwesen und Raumordnung im Zentralraum. Jeweils 28 % der Kliniken befinden sich dagegen im Zwischen- bzw. Peripherieraum.

Weitere klinikspezifische Charakteristika wie Anzahl der Betten, Gesamtzahl der Pflegekräfte/1 000 Fälle, Anzahl der Hauptamtlich beschäftigten Ärzte/1 000 Fälle oder vereinbarte Basisfallwerte im Jahr 2006 wurden auf der Basis von Quartilen kategorisiert. Dabei waren die individuellen Fälle Grundlage der Quartilsbildung. Auch deswegen weicht der hier dargestellte Anteil auf Krankenhaus-ebene mitunter deutlich von den angestrebten 25 %-Grenzen pro Kategorie ab<sup>7</sup>.

7 Gleichzeitig sind für geringe Anteile fehlende oder unplausible Werte zu erkennen. Diese flossen in Dummy-Kodierung in die logistische Regression mit ein. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurden die Odds Ratios für die kleinen Restgruppen in den Tabellen 15–4 bis 15–6 nicht ausgewiesen.

Tabelle 15-2

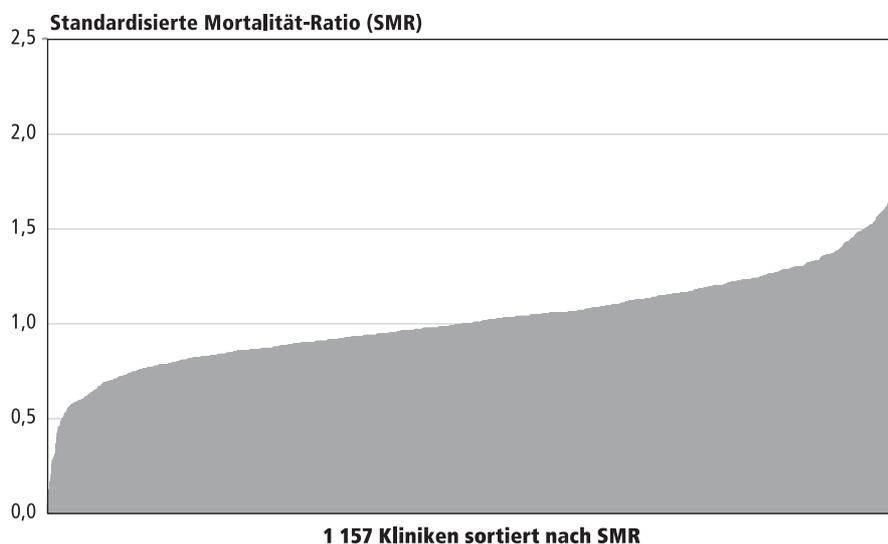
**Charakteristika von Kliniken mit Hauptabteilung Innere Medizin/Chirurgie 2006\***

	Anzahl	Anteil
<b>vereinbarte Basisfallwerte 2006 (in €)</b>		
≤ 2616,75	331	28,6 %
2616,75–2734,06	307	26,5 %
2734,64–2847,34	257	22,2 %
> 2847,34	251	21,7 %
missing	11	1,0 %
<b>private Trägerschaft</b>		
2003 privatisiert	96	8,3 %
2004 privatisiert	16	1,4 %
2005 privatisiert	12	1,0 %
2006 Privatisiert	15	1,3 %
<b>Gemeindegrößenklassen</b>		
Peripherieraum	328	28,3 %
Zwischenraum	325	28,1 %
Zentralraum	496	42,9 %
missing	8	0,7 %
<b>In alten Bundesländern</b>	<b>943</b>	<b>81,5 %</b>
<b>Anzahl Betten</b>		
< 228	479	41,4 %
228–395	338	29,2 %
396–647	209	18,1 %
> 647	120	10,4 %
missing	11	1,0 %
<b>Pflegekräfte (gesamt)* 1 000/Fälle</b>		
< 36,76	273	23,6 %
36,76–51,70	299	25,8 %
51,71–73,74	326	28,2 %
> 73,74	248	21,4 %
missing	11	1,0 %
<b>Hauptamtliche Ärzte (gesamt)* 1 000/Fälle</b>		
Störungen des Wasser- und Elektrolythaushaltes sowie des Säure-Basen-Gleichgewichts	319	27,6 %
11,47–16,78	324	28,0 %
16,79–23,90	267	23,1 %
> 23,90	213	18,4 %
missing *	34	2,9 %
<b>Gesamt</b>	<b>1 157</b>	<b>100,0 %</b>

\* fehlend oder unplausibel

\*\* Fläche unter der „Receiver Operator Characteristic“-Kurve oder c-Statistic

Abbildung 15-1  
**Elixhauser-adjustierte 30-Tage-Mortalität, AOK-Krankenhausfälle 2006**



Krankenhaus-Report 2010

WIdO

In Abbildung 15-1 sind klinikspezifische standardisierte Mortalitätsraten der 30-Tage-Mortalität nach Elixhauser ausgewiesen. Für alle drei Verteilungen nach Elixhauser, Charlson wie auch nach einer Adjustierung nach Alter und Geschlecht finden sich so gut wie keine Kliniken ohne Sterbefälle; das Maximum der SMR für alle drei liegt etwa zwei, das 90. Perzentil bei etwa 1,3 (Tabelle 15-3).

Die Tabellen 15-4 bis 15-6 zeigen die Ergebnisse von logistischen Regressionen mit den Mortalitäts-Endpunkten (30 Tage, 90 Tage, ein Jahr). In Tabelle 15-4 wird der Einfluss der Klinikcharakteristika allein unter der Kontrolle von Alter und

Tabelle 15-3

**Verteilung der Kliniken nach globalen Mortalitätsscores**

<b>SMR 30-Tage-Sterblichkeit (Elixhauser)</b>	
Minimum/Mittelwert/Maximum	0/1,01/2,08
10. Perzentile/50. Perzentile/90. Perzentile/	0,73/1,00/1,32
<b>SMR 30-Tage-Sterblichkeit (Charlson)</b>	
Minimum/Mittelwert/Maximum	0/1,0 /2,02
10. Perzentile/50. Perzentile/90. Perzentile/	0,72/1,01/1,33
<b>SMR 30-Tage-Sterblichkeit (nach Alter und Geschlecht)</b>	
Minimum/Mittelwert/Maximum	0/0,98/1,90
10. Perzentile/50. Perzentile/90. Perzentile/	0,72/0,99/1,27

Krankenhaus-Report 2010

WIdO

Tabelle 15–4

**Logistische Regressionen: Endpunkt Mortalität risikoadjustiert nach Alter und Geschlecht\***

Endpunkt	30-Tage-Sterblichkeit Odds Ratio (95 % Konfidenz- intervall)	90-Tage-Sterblichkeit Odds Ratio (95 % Konfidenz- intervall)	1-Jahres-Sterblichkeit Odds Ratio (95 % Konfidenz- intervall)
<b>Privatisiert</b>			
nicht dauerhaft privatisiert	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
seit 2003	0,93 (0,88–0,99)	0,93 (0,88–0,99)	0,94 (0,88–0,98)
seit 2004	0,95 (0,87–1,04)	0,96 (0,88–1,04)	0,99 (0,88–1,11)
seit 2005	1,02 (0,93–1,12)	1,04 (0,94–1,16)	1,03 (0,91–1,16)
seit 2006	1,01 (0,91–1,11)	0,98 (0,91–1,07)	1,00 (0,92–1,07)
<b>Anzahl Betten</b>			
< 228	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
228–395	1,02 (0,98–1,06)	1,03 (0,99–1,06)	1,04 (1,00–1,07)
396–647	1,02 (0,97–1,06)	1,05 (1,01–1,08)	1,08 (1,03–1,13)
> 647	0,98 (0,94–1,03)	1,04 (1,00–1,09)	1,14 (1,08–1,20)
<b>Bundesland</b>			
neue Bundesländer	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
alte Bundesländer	0,94 (0,90–0,97)	0,94 (0,91–1,07)	0,93 (0,90–0,97)
<b>Gemeindegrößenklassen</b>			
Peripherieraum	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
Zwischenraum	0,98 (0,95–1,02)	1,00 (0,96–1,03)	1,00 (0,96–1,03)
Zentralraum	0,99 (0,95–1,04)	1,04 (1,00–1,08)	1,06 (1,02–1,11)
<b>Pflegekräfte (Gesamt)/Fälle</b>			
< 36,76	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
36,76–51,70	0,99 (0,95–1,04)	1,00 (0,96–1,04)	0,99 (0,94–1,03)
51,71–73,74	1,00 (0,94–1,05)	0,99 (0,94–1,04)	0,99 (0,94–1,04)
> 73,74	0,99 (0,93–1,06)	0,96 (0,90–1,03)	1,00 (0,93–1,06)
<b>Hauptamtliche Ärzte (Gesamt /1 000 Fälle)</b>			
< 11,47	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
11,47–16,78	0,98 (0,94–1,03)	1,00 (0,96–1,04)	1,02 (0,98–1,06)
16,79–23,90	0,98 (0,93–1,04)	0,99 (0,94–1,04)	1,00 (0,94–1,05)
> 23,90	0,95 (0,88–1,03)	0,96 (0,90–1,03)	0,98 (0,92–1,05)
<b>vereinbarte Basisfallwerte 2006 (in €)</b>			
≤ 2 616,75	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
2 616,75–2 734,06	1,03 (0,99–1,06)	1,03 (0,97–1,06)	1,02 (0,98–1,06)
2 734,64–2 847,34	0,96 (0,93–1,00)	0,98 (0,94–1,01)	0,99 (0,95–1,03)
> 2 847,34	0,94 (0,95–1,03)	1,00 (0,97–1,04)	1,02 (0,99–1,07)
AUROC**	0,76	0,76	0,76
Pseudo r2***	0,10	0,12	0,14

\* Anzahl der Fälle = 5 116 608

\*\* Fläche unter der „Receiver-Operator-Characteristic“-Kurve oder c-Statistik

\*\*\* nach McFadden

Geschlecht, in Tabelle 15–5 wird zusätzlich nach den Komorbiditäten des Charlson-Score und in Tabelle 15–6 nach Alter, Geschlecht und Komorbiditäten des Elixhauser-Scores adjustiert. Dabei ist zu erkennen, dass die Diskriminationsfähigkeit der Elixhauser-Modelle (Fläche unter der „Receiver-Operator-Characteristic“-Kurve 0,86–0,87), insgesamt etwas besser ist als die der Charlson-Modelle (Fläche unter der „Receiver-Operator-Characteristic“-Kurve 0,84–0,87; Tabelle 15–5 und 15–6). Beide genannten Modelle sind jedoch erheblich besser einzustufen als die Modelle, welche alleine aufgrund der individuellen Variablen von Alter und Geschlecht eine Prognose vornehmen (Fläche unter der „Receiver-Operator-Characteristic“-Kurve 0,76; Tabelle 15–4). Dabei scheinen die Modelle bei längerer Nachbeobachtungszeit insgesamt bessere Ergebnisse zu erbringen.

#### **Kollinearität**

Kliniken, die bereits im Jahr 2003 privatisiert waren, wiesen niedrigere Sterblichkeiten auf. Dieser Zusammenhang zeigte sich formal signifikant in den Modellen, die nur auf Alter und Geschlecht bzw. auf dem Charlson-Score basierten. Dagegen waren die Assoziationen in den umfangreicheren Elixhauser-Modellen etwas schwächer und formal nicht mehr signifikant (Tabelle 15–6). Später privatisierte Kliniken ließen keine nennenswerten Änderungen der risikoadjustierten Mortalitäten erkennen (Tabellen 15–4 bis 15–6).

#### **Kollinearität**

Größere Kliniken – hier operationalisiert als Kliniken mit höheren Bettenzahlen – zeigen im Durchschnitt merklich geringere Sterblichkeiten, wenn die Analysen auch Diagnosedaten mit einbeziehen (z. B. Odds Ratio 30-Tage-Mortalität risikoadjustiert nach adaptiertem Elixhauser-Score = 0,91; 95 %-Konfidenzintervall = 0,85–0,96, für Kliniken > 647 Betten im Vergleich zu Kliniken < 228 Betten (Tabelle 15–6).

#### **Kollinearität**

Die Gemeindegrößeklassen zeigen in den unterschiedlichen Modellen keine formal signifikanten oder über die verschiedenen Analysen hinweg systematischen Einflüsse. Allerdings zeigen sich die risikoadjustierten Sterblichkeiten in den alten Bundesländern in diesem Modell mitunter merklich erniedrigt (z. B. Odds Ratio 30-Tage-Mortalität risikoadjustiert nach adaptiertem Elixhauser-Score = 0,90, 95 %-Konfidenzintervall = 0,86–0,94; Tabelle 15–5).

#### **Kollinearität**

Kliniken, die hauptamtlich mehr Ärzte pro Fall beschäftigten, weisen tendenziell geringere Mortalitäten auf. Zwar zeigt sich dies zunächst formal nicht signifikant in den Modellen, die allein Alter und Geschlecht zur Risikoadjustierung heranziehen, aber nahezu stetig für alle dort untersuchten Endpunkt. In Modellen, die Diagnoseinformationen zur Risikoadjustierung nutzen, ist dieser Zusammenhang nochmals ausgeprägter und formal signifikant (z. B. Odds Ratio 90-Tage-Mortalität risikoadjustiert nach adaptiertem Elixhauser-Score = 0,92; 95 %-Konfidenzintervall = 0,85–0,99 für Kliniken > 23,90 Ärzte je 1000 Fälle im Vergleich zu Kliniken < 11,47 Ärzte je 1000 Fälle (Tabelle 15–6). Die Zahl der gesamten Pflegekräfte je

Tabelle 15-5

**Logistische Regressionen: Endpunkt Mortalität risikoadjustiert nach Alter, Geschlecht und adaptiertem Charlson-Score\***

Endpunkt	30-Tage-Sterblichkeit Odds Ratio (95 % Konfidenz- intervall)	90-Tage-Sterblichkeit Odds Ratio (95 % Konfidenz- intervall)	1-Jahres-Sterblichkeit Odds Ratio (95 % Konfidenz- intervall)
<b>Privatisiert</b>			
nicht dauerhaft privatisiert	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
seit 2003	0,93 (0,87–1,00)	0,94 (0,87–1,00)	0,94 (0,88–1,00)
seit 2004	0,97 (0,88–1,08)	0,97 (0,88–1,06)	1,00 (0,93–1,08)
seit 2005	1,01 (0,92–1,11)	1,03 (0,95–1,13)	1,02 (0,92–1,13)
seit 2006	1,03 (0,91–1,17)	1,01 (0,90–1,14)	0,98 (1,01–1,12)
<b>Anzahl Betten</b>			
< 228	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
228–395	1,01 (0,96–1,05)	1,01 (0,96–1,05)	1,01 (0,97–1,04)
396–647	0,98 (0,93–1,02)	0,98 (0,94–1,02)	0,99 (0,95–1,03)
> 647	0,90 (0,85–0,95)	0,90 (0,86–0,95)	0,94 (0,91–0,99)
<b>Bundesland</b>			
neue Bundesländer	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
alte Bundesländer	0,97 (0,93–1,01)	0,98 (0,94–1,02)	0,93 (0,89–0,96)
<b>Gemeindegrößenklassen</b>			
Peripherieraum	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
Zwischenraum	0,99 (0,95–1,03)	1,00 (0,97–1,04)	1,00 (0,97–1,04)
Zentralraum	0,98 (0,93–1,04)	1,01 (0,96–1,04)	1,03 (0,99–1,07)
<b>Pflegekräfte (Gesamt)/Fälle</b>			
< 36,76	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
36,76–51,70	1,00 (0,95–1,06)	1,00 (0,96–1,05)	1,00 (0,96–1,04)
51,71–73,74	1,02 (0,97–1,08)	1,02 (0,97–1,08)	1,03 (0,99–1,08)
> 73,74	1,01 (0,94–1,08)	1,02 (0,96–1,09)	1,03 (0,98–1,09)
<b>Hauptamtliche Ärzte (Gesamt) *1000/Fälle</b>			
< 11,47	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
11,47–16,78	0,98 (0,93–1,04)	1,00 (0,95–1,04)	1,01 (0,97–1,05)
16,79–23,90	0,97 (0,91–1,03)	0,97 (0,91–1,03)	0,97 (0,93–1,02)
> 23,90	0,94 (0,87–1,01)	0,94 (0,88–1,01)	0,96 (0,90–1,02)
<b>vereinbarte Basisfallwerte 2006 (in €)</b>			
≤ 2 616,75	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
2 616,75 – 2 734,06	1,01 (0,97–1,05)	1,02 (0,98–1,06)	1,00 (0,97–1,04)
2 734,64 – 2 847,34	0,96 (0,92–1,00)	0,97 (0,93–1,01)	0,98 (0,95–1,02)
> 2 847,34	0,98 (0,93–1,03)	0,99 (0,95–1,04)	1,01 (0,98–1,05)
AUROC**	0,84	0,85	0,87
Pseudo r2***	0,17	0,22	0,28

\* Anzahl der Fälle = 5 116 608

\*\* Fläche unter der „Receiver-Operator-Characteristic“-Kurve oder c-Statistik

\*\*\* nach McFadden

Tabelle 15–6

**Logistische Regressionen: Endpunkt Mortalität risikoadjustiert nach Alter, Geschlecht und adaptiertem Elixhauser-Score\***

Endpunkt	30-Tage-Sterblichkeit Odds Ratio (95 % Konfidenz- intervall)	90-Tage-Sterblichkeit Odds Ratio (95 % Konfidenz- intervall)	1-Jahres-Sterblichkeit Odds Ratio (95 % Konfidenz- intervall)
<b>Privatisiert</b>			
nicht dauerhaft privatisiert	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
seit 2003	0,96 (0,89–1,02)	0,96 (0,90–1,02)	0,95 (0,90–1,01)
seit 2004	1,01 (0,96–1,03)	1,01 (0,92–1,10)	1,04 (0,96–1,12)
seit 2005	1,01 (0,91–1,12)	1,03 (0,94–1,12)	1,02 (0,93–1,11)
seit 2006	0,98 (0,88–1,13)	0,97 (0,85–1,10)	0,98 (0,88–1,10)
<b>Anzahl Betten</b>			
< 228	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
228–395	1,02 (0,97–1,06)	1,01 (0,97–1,05)	1,01 (0,97–1,04)
396–647	0,98 (0,94–1,03)	0,99 (0,95–1,03)	0,99 (0,96–1,03)
> 647	0,91 (0,85–0,96)	0,92 (0,87–0,96)	0,95 (0,91–0,99)
<b>Bundesland</b>			
neue Bundesländer	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
alte Bundesländer	0,90 (0,86–0,94)	0,91 (0,88–0,95)	0,93 (0,89–0,96)
<b>Gemeindegrößenklassen</b>			
Peripherieraum	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
Zwischenraum	0,98 (0,94–1,02)	1,00 (0,96–1,04)	1,00 (0,96–1,03)
Zentralraum	0,92 (0,94–1,02)	1,00 (0,95–1,05)	1,02 (0,98–1,06)
<b>Pflegekräfte (Gesamt)/Fälle</b>			
< 36,76	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
36,76–51,70	1,02 (0,97–1,08)	1,02 (0,97–1,07)	1,01 (0,97–1,06)
51,71–73,74	1,04 (0,98–1,10)	1,04 (0,98–1,10)	1,04 (0,99–1,09)
> 73,74	1,04 (0,96–1,11)	1,04 (0,98–1,11)	1,05 (0,99–1,11)
<b>Hauptamtliche Ärzte (Gesamt)/1 000 Fälle</b>			
< 11,47	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
11,47–16,78	0,96 (0,91–1,01)	0,98 (0,95–1,02)	0,98 (0,95–1,02)
16,79–23,90	0,97 (0,91–1,03)	0,97 (0,92–1,02)	0,97 (0,92–1,02)
> 23,90	0,92 (0,85–0,99)	0,93 (0,88–0,99)	0,93 (0,88–0,99)
<b>vereinbarte Basisfallwerte 2006 (in €)</b>			
≤ 2 616,75	– Referenz –	– Referenz –	– Referenz –
2 616,75–2 734,06	1,00 (0,96–1,04)	1,01 (0,97–1,04)	1,00 (0,97–1,04)
2 734,64–2 847,34	0,94 (0,90–0,98)	0,95 (0,91–0,99)	0,96 (0,93–1,00)
> 2 847,34	0,94 (0,90–0,99)	0,95 (0,91–1,00)	0,98 (0,94–1,02)
AUROC**	0,86	0,87	0,87
Pseudo r2***	0,21	0,25	0,29

\* Anzahl der Fälle = 5 116 608

\*\* Fläche unter der „Receiver-Operator-Characteristic“-Kurve oder c-Statistik

\*\*\* nach McFadden

Fall zeigt dagegen keine sicheren und systematischen Assoziationen mit dem Überleben der Patienten.

#### **Kollinearität**

Als ein Proxy für ökonomische Einflüsse, genauer eine über- oder unterdurchschnittliche Bezahlung pro Fall wurden die klinikspezifisch vereinbarten Basisfallwerte des Jahres 2006 als Prognosefaktor verwendet. Dabei konnten tendenziell niedrigere Sterblichkeiten alleine für die Elixhauser-Analysen und die 30-Tage bzw. 90-Tage-Sterblichkeit nachgewiesen werden (z. B. 30-Tage-Sterblichkeit risikoadjustiert nach adaptiertem Elixhauser-Score = 0,94; 95%- Konfidenzintervall = 0,90–0,99 für Kliniken mit einem Basisfallwert > 2847,34 € im Vergleich zu Kliniken mit einem Basisfallwert ≤ 2616,75 €. Für die anderen Endpunkte wie auch für die anderen Schätzmodelle ließ sich ein solcher Zusammenhang aber nicht nachzeichnen.

#### **Kollinearität**

Diese Berechnungen zeigten im Wesentlichen keine Auffälligkeiten. Einzig die Anzahl der hauptamtlich beschäftigten Ärzte je Fall bzw. die Gesamtanzahl der Schwestern je Fall wies auf potenzielle Probleme hin (VIF > 2,4 und < 3,0). Allerdings zeigten sich sehr ähnliche Ergebnisse, wenn die Analysen nur mit der Anzahl der Schwestern je Fall bzw. mit der Anzahl der Ärzte je Fall durchgeführt wurden (Ergebnisse nicht dargestellt).

Betrachten wir die Einflüsse der Strukturvariablen insgesamt, so fällt auf, dass deren relativer Einfluss zunächst eher gering eingeschätzt werden könnte: Es existieren so gut wie keine Odds-Ratios, die eine Veränderung einer risikoadjustierten Sterbewahrscheinlichkeit von mehr als 10% anzeigen (Odds Ratio > 1.1 oder < 0,9). Auch zeigt die Mehrzahl der in der Analyse befindlichen Strukturvariablen formal keinen signifikanten Einfluss. Ergänzend ist zu bemerken, dass eine Berechnung der Modelle mit und ohne Strukturvariablen zu praktisch gleichen Diskriminationsfähigkeiten dieser Modelle führt (Ergebnisse nicht dargestellt). Dies bedeutet, dass für die Vorhersage des Überlebens eines Falles, nachdem Alter, Geschlecht und Diagnosekriterien in die Analyse einfließen, die weiteren hier verwendeten Strukturvariablen nur noch zu einer marginalen Verbesserung der Diskriminationsfähigkeit der Modelle beitragen.

## **15.4 Diskussion**

In der vorliegenden Arbeit wurde der Einfluss unterschiedlicher klinikspezifischer Strukturmerkmale auf die Versorgungsqualität der Krankenhäuser untersucht.

Dabei wurden erstmals zwei international bekannte und weit verbreitete globale Mortalitäts-Scores – der Charlson- bzw. der Elixhauser-Score (Aylin et al. 2009, Canadian Institute for Health Information 2007, Charlson et al. 1987, Elixhauser et al. 1998, Mohammed et al, 2009, Quan et al. 2005, Southern et al. 2004) – auf deutsche Massendaten adaptiert und angewendet. Gleichzeitig konnten erstmals anonymisierte individuelle Informationen von allen (ca. 5,1 Millionen) vollstationären

AOK-Fällen, die in allen Kliniken der Akutversorgung (insgesamt 1 157 Kliniken) versorgt und im Jahr 2006 entlassen worden waren, in multivariaten Analysen berücksichtigt werden.

Die verwendeten Scores weisen sehr gute Diskriminationswerte auf. Kliniken, die bereits 2003 privatisiert waren, zeigten angedeutet niedrigere Sterblichkeiten, die allerdings für den Elixhauser-Score formal nicht mehr signifikant waren (z. B. Odds Ratio 30-Tage-Sterblichkeit Elixhauser-Score = 0,96; 95 %-Konfidenzintervall 0,90–1,02). Deutlicher zeigte sich dagegen ein protektiver Effekt der Klinikgröße (operationalisiert über Bettenzahl). Zwar nicht für alle, aber für alle Elixhauser-basierten Modelle deuteten sich abnehmende Sterblichkeiten mit zunehmender Anzahl der Ärzte je Fall wie auch eine niedrigere Sterblichkeit für Kliniken in den alten Bundesländern an.

Dabei ist zu befürchten, dass einige der erarbeiteten Ergebnisse Anlass zu kontroversen Diskussionen geben. Daher scheint eine kritische Diskussion der vorgelegten Analysen unabdingbar.

Zunächst mag eingewendet werden, dass die verwendeten Endpunkte der Analyse, der Charlson-Score und der Elixhauser-Score, bislang in Deutschland nicht in der Tiefe für die Verwendung als Qualitätsendpunkte evaluiert wurden. Dabei zeigt die hier vorgelegte erste Evaluation im Vergleich zu amerikanischen oder kanadischen Daten/Analysen (Quan et al. 2005) einerseits mitunter erheblich unterschiedliche Prävalenzen der verwendeten Komorbiditäten, andererseits aber sehr ähnliche Diskriminationsfähigkeiten der Modelle. Allerdings ist an dieser Stelle anzumerken, dass eine Betrachtung der Diskriminationsfähigkeit (z. B. über c-Statistiken) bzw. der Modellgüte (z. B. über  $r^2$  oder ähnliche Maße) nur sehr eingeschränkt geeignet ist, die Frage zu beantworten, ob ein Schätzmodell zu einer guten oder ausreichenden Risikoadjustierung führt. Vielmehr sind hier homogene Kodierungen und Bedeutungen (Heller und Schnell 2005) oder – von zufälligen Abweichungen abgesehen – vergleichbare Risiken bei gleich kodierten Risikokonstellationen zu fordern (Mohammed et al. 2009)<sup>8</sup>. Entsprechende ernsthafte Analysen/Evaluationen erfordern aber zusätzliche Dokumentationen und sind extrem aufwendig<sup>9</sup>. Sie konnten daher für die hier analysierte Population bislang noch nicht durchgeführt werden. In der Konsequenz verstehen sich die vorgestellten Analysen bzw. Ergebnisse zum aktuellen Zeitpunkt durchaus als explorativ<sup>10</sup>. Gleichwohl ist anzumerken, dass die hier angewandte Methodik vermutlich zu tragfähigeren Ergebnissen führt als zahlreiche andere Annäherungen an das Thema.

Schließlich haben die vorgelegten Analysen gegenüber traditionellen tracerbezogenen Verfahren den deutlichen Vorteil, dass tatsächlich alle Krankenhausfälle in

8 Dabei kann mit einiger Plausibilität bezweifelt werden, ob die oben genannten Punkte (Homogenität der Kodierung der Risikoadjustierungsvariablen bzw. vergleichbares Sterberisiko von Patienten mit gleichem Kovariatenpattern) für jede hier analysierte Klinik vergleichbar sind. Allerdings werden – zumindest in dieser Analyse – nicht die Ergebnisse einzelner Kliniken, sondern nur – über Klinikeigenschaften definierte – Gruppen von Klinik verglichen.

9 Weswegen sie – auch international – zumeist nicht durchgeführt werden.

10 Dabei zeigen sich auch international auf Aggregationsebene der Krankenhäuser starke Korrelationen zwischen Mortalitätsscores, die Komorbiditäten nutzen, mit solchen, die nur auf Alter und Geschlecht beruhen (Aylin et al. 2009)

die Analyse einbezogen wurden. Zusätzlich liegt eine Analyse vor, die auf dem Aggregationsniveau einzelner Fälle den Einfluss unterschiedlicher Struktureigenschaften von Krankenhäusern auf die Überlebenswahrscheinlichkeit nach Krankenhausaufnahme untersucht, wobei gleichzeitig nach zahlreichen individuellen Prognosevariablen adjustiert wird.

Dies geschah nicht zu Selbstzweck, sondern aus folgenden Gründen:

- Um risikoadjustierte Analysen durchführen zu können. Z.B. könnten private Kliniken besser oder schlechter abschneiden, weil sie eher kleinere Kliniken betreiben und/oder deren Patienten ggf. jünger oder weniger krank sind.
- Um ökologische Fehlschlüsse zu vermeiden. Gemeint ist (vereinfacht) ein statistischer Zusammenhang, der sich auf höherem Datenaggregationsniveau (z. B. Landkreise), aber nicht auf individueller Ebene zeigt<sup>11</sup>. So könnte sich ein Zusammenhang zwischen Klinikgröße und risikoadjustiertem Überleben zwar auf der Ebene von Klinikgrößen in klinikspezifischen Sterberaten zeigen, nicht aber, wenn entsprechende Analysen auf Fallebene durchgeführt würden.
- Um untersuchen zu können, wie die Strukturvariablen im Vergleich zu individuellen Variablen abschneiden.
- Um quantitativ abschätzen zu können, wie die unterschiedlichen Strukturvariablen untereinander abschneiden, sodass ggf. gesagt werden könnte, die Anzahl der Ärzte je Fall habe einen stärkeren Einfluss auf das risikoadjustierte Überleben als die Klinikgröße. Um dies besser beurteilen zu können, wurden die metrischen Strukturvariablen der Krankenhäuser auf der Basis der Krankenhausauffälle jeweils in vier gleich große Gruppen – also in Quartile – kategorisiert.

Insgesamt lässt sich festhalten: Es kann davon ausgegangen werden, dass die hier vorgestellten Ergebnisse in Bezug auf die analysierte Grundgesamtheit wie auch bezogen auf die Risikoadjustierbarkeit so umfangreich bzw. umfassend sind wie derzeit nur wenige existierende Analysen. Dennoch sollten die erhaltenen Ergebnisse u. E. mit Zurückhaltung interpretiert werden, weil eine endgültige Evaluation der genannten Scores noch aussteht.

Schließlich sollte diskutiert werden, warum die Zusammenhänge zwischen klinikspezifischen (Struktur-)Variablen und den hier untersuchten Endpunkten auf Basis der ausgewiesenen Odds Ratios scheinbar so gering ausgeprägt ist. Dabei ist als erstes anzumerken, dass dies keinesfalls bedeutet, dass keine relevanten Mortalitätsunterschiede zwischen unterschiedlichen Kliniken beobachtet wurden. Vielmehr zeigen unsere Analysen eine durchaus beachtenswerte klinikspezifische Streuung der berechneten klinikspezifischen SMR (Abbildung 15–1, Tabelle 15–2). Die geringen Unterschiede der untersuchten Strukturgruppen mögen darin begründet sein, dass das untersuchte Kollektiv wie auch die definierten Variablen zu unspezifisch

<sup>11</sup> Am bekanntesten ist wahrscheinlich der Zusammenhang zwischen der Anzahl der brütenden Störche und der Geburtenziffer, wobei dieser Zusammenhang auf einem räumlich-geographischen Aggregationsniveau, etwa dem von Kreisen, in Deutschland tatsächlich existieren soll. Auf individueller Analyseebene besteht aber – gemäß allgemeiner empirischer Erfahrung und Konsens – kein solcher Zusammenhang: Die Störche bringen keine Kinder.

sind<sup>12</sup>: Beispielsweise wurden alle Fälle und nicht nur Notfälle untersucht. Mängel in der personellen Ausstattung werden aber vor allem bei Notfällen zu einer erhöhten Mortalität führen, während bei den – hier wohl überwiegend vorliegenden – Fällen mit vergleichsweise weniger schweren Erkrankungen oder geringer Dringlichkeit ggf. keine merkliche (relative) Erhöhung der Mortalität durch eine insgesamt mindere personelle Ausstattung zu erwarten ist. Frühere Analysen dieser Zusammenhänge haben sich daher oft spezifisch auf schwere lebensbedrohliche Krankheiten oder Krankenhausbereiche gestützt, in denen schwere Erkrankungen behandelt werden, und nur das dort in der Patientenversorgung eingesetzte Personal berücksichtigt (Aiken et al. 2002) oder basieren auf Aggregatdaten (Bond et al. 2002). Ziel dieser Arbeit war es aber gerade, alle Krankenhausfälle zu analysieren, daher wurden hier weder tracerspezifische Ansätze verfolgt noch abteilungsspezifische Charakteristika definiert oder analysiert. Dennoch wären Analysen mit spezifischeren Subpopulationen oder einer detaillierten Aufarbeitung der personellen Ausstattung zu einem späteren Zeitpunkt sicherlich sinnvoll.

Was hier für die Einflussvariablen der personellen Ausstattung diskutiert wurde, lässt sich im Wesentlichen in ähnlicher Form auch für die anderen klinikspezifischen Einflussvariablen wie etwa einen Stadt-Land-Unterschied sagen. Insofern mag es im Nachhinein wenig überraschen, wenn die verwendeten klinikspezifischen Einflussvariablen insgesamt einen vergleichsweise geringen Einfluss auf die risikoadjustierte Sterblichkeit nach Krankenhausaufnahme zeigen.

Viel wichtiger scheint aber die Erkenntnis, dass aufgrund der eingeschlossenen Population auch die hier beobachteten scheinbar geringen relativen Unterschiede ganz erhebliche absolute Unterschiede bedeuten.

Würde beispielsweise der Zusammenhang zwischen Ärzten pro Fall und Mortalität als kausal akzeptiert und der Zusammenhang mit dem Elixhauser-Score vertretbar abgebildet, ergäben sich auf Basis der 90-Tage-Mortalität etwa 27 000 potentiell vermeidbare Todesfälle für AOK-Versicherte pro Jahr. Umso wichtiger scheinen daher künftig weitere Detailanalysen, um ggf. reale kausale Zusammenhänge von zufälligen Variation und statistischen Artefakten abtrennen zu können. Darüber hinaus mag es andere hier nicht abgebildete kausale Einflussvariablen geben. So wird beispielsweise in der Arbeit von Reschke in diesem Krankenhaus-Report (siehe Kapitel 9) ein relevanter Einfluss des Krankenhausmanagements auf die Versorgungsqualität postuliert.

12 So wird vor der Verwendung der personellen Angaben im gesetzlichen Qualitätsbericht für analytische Zwecke mitunter gewarnt. Allerdings ist zu konstatieren, dass eine Sichtung / manuelle Prüfung der Angaben im Qualitätsbericht durchgeführt wurde und dass die personellen Angaben im Qualitätsbericht zumindest erheblich vollständiger sind als beispielsweise die Angaben zur Versorgungsqualität. Grundsätzlich ist zu ergänzen: Wenn eine Angabe für analytische Zwecke ungeeignet ist, spricht sehr viel dafür, dass sie auch für Zwecke der Patienteninformation nicht brauchbar ist.

## 15.5 Zusammenfassung

In der vorliegenden Arbeit wurde der Einfluss unterschiedlicher klinikspezifischer Strukturmerkmale auf die Versorgungsqualität der Krankenhäuser untersucht. Erstmals wurden zwei international bekannte und weit verbreitete globale Mortalitäts-Scores auf deutsche Massendaten adaptiert und angewendet. Gleichzeitig konnten erstmals anonymisierte individuelle Informationen aller vollstationären AOK-Fälle, die in allen Kliniken der Akutversorgung versorgt wurden, in multivariaten Analysen berücksichtigt werden. Dabei wiesen die verwendeten Scores sehr gute Diskriminationswerte auf. Kliniken, die bereits 2003 privatisiert waren, zeigten niedrigere Sterblichkeiten, die allerdings für den Elixhauser-Score formal nicht signifikant waren (z. B. Odds Ratio 30-Tage-Sterblichkeit = 0,96; 95%-Konfidenzintervall 0,90–1,02). Deutlicher zeigte sich dagegen ein protektiver Effekt der Klinikgröße (operationalisiert über Bettenzahl), wenn Komorbiditäten im Prognosemodell berücksichtigt wurden. Insgesamt fanden sich vergleichsweise geringe relative Zusammenhangsmaße zwischen klinikspezifischen Strukturvariablen und globalen Mortalitätscores, die aber aufgrund der verwendeten Grundgesamtheit dennoch sehr große absolute Effekte beinhalten. Die erhaltenen Ergebnisse sollten mit Zurückhaltung interpretiert werden, da eine endgültige Evaluation der genannten Scores noch aussteht.

## 15.6 Literatur

- Aiken LH, Clarke SP, Sloane DM, Sochalski J, Silber JH. Hospital Nurse Staffing and Patient Mortality, Nurse Burnout, and Job Dissatisfaction. *JAMA* 2002; 288: 1987–93.
- Aylin P, Bottle A, Jarman B. Monitoring hospital mortality. A response to the University of Birmingham report on HSMRs. 2009. <https://www.fom.sk.med.ic.ac.uk/resources/1133EEEE-5AE7-4E07-9940-CEA0E5F2120D/>
- Allison PD. Logistic Regression Using the SAS System. SAS Institute 1999.
- Beivers A, Spangenberg M. Ländliche Krankenhausversorgung im Fokus der Raumordnung. Informationen zur Raumentwicklung (IzR) 1/2008. Bonn: Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR) 2008.
- Bond CA, Raehl CL, Pitterle ME, Franke T. Health care professional staffing, hospital characteristics, and hospital mortality rates. *Pharmacotherapy*. 1999 May;19 (5): 555.
- Bundesärztekammer. Zunehmende Privatisierung von Krankenhäusern in Deutschland. Folgen für die ärztliche Tätigkeit. Bericht der Arbeitsgruppe des Vorstandes der Bundesärztekammer. Berlin 2007.
- Canadian Institute for Health Information, *HSMR*. A New Approach for Measuring Hospital Mortality Trends in Canada. Ottawa: CIHI 2007. [http://secure.cihi.ca/cihiweb/products/HSMR\\_hospital\\_mortality\\_trends\\_in\\_canada.pdf](http://secure.cihi.ca/cihiweb/products/HSMR_hospital_mortality_trends_in_canada.pdf)
- Charlson ME, Pompei P, Ales KL, MacKenzie CR. A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation. *J Chronic Dis* 1987; 40 (5):373–83.
- Devereaux PJ, Heels-Ansdell D, Lacchetti C, Haines T, Burns KE, Cook DJ, Ravindran N, Walter SD, McDonald H, Stone SB, Patel R, Bhandari M, Schuneman, HJ, Choi PT, Bayoumi AM, Lavis JN, Sullivan T, Stoddart G. und Guyatt GH. Payments for care at private for-profit and private not-for-profit hospitals: a systematic review and meta-analysis. *CMAJ* 2004; 170 (12):1817–24.
- Elixhauser A, Steiner C, Harris DR, Coffey RM. Comorbidity measures for use with administrative data. *Med Care* 1998; 36 (1): 8–27.

- Farsi M. Changes in hospital quality after conversion in ownership status. *Int J Health Care Finance Econ.* 2004; 4 (3): 211–30.
- Heller G, Schnell R. Hospital Mortality Adjustment using claims data. *JAMA* 2005; 297: 1983.
- McKay NL, Deily ME. Comparing High- and Low-Performing Hospitals Using Risk-Adjusted Excess mortality and cost inefficiency. *Health Care Manage Rev.* 2005; 30 (4): 347–60.
- Milcent C. Hospital ownership, reimbursement systems and mortality rates. *Health Econ.* 2005; 14 (11): 1151–68.
- Mohammed AM, Deeks JJ, Girling A, Rudge G, Carmalt M, Stevens A, Lilford R. Evidence for methodological bias in standardises mortality ratios: retrospective database study of English hospitals. *BMJ* 2009; 338: b780.
- Quan H, Sundararajan V, Halfon P, Fong A, Burnand B, Luthi JC, Saunders LD, Beck CA, Feasby TE, und Ghali WA. Coding Algorithms for Defining Comorbidities in ICD-9-CM and ICD-10 Administrative Data. *Med Care* 2005; 43 (11): 1130–9.
- Reschke J. Beurteilung des Krankenhauspotenzials aus Sicht einer privaten Klinikette. In: Klauber J, Geraedts M, Friedrich J (Hrsg). *Krankenhaus-Report 2010. Schwerpunkt: Krankenhausversorgung in der Krise?* Stuttgart: Schattauer 2010.
- Sloan FAP, Trogon JGM, Curtis LHP, Schulman KAM. Does the Ownership of the Admitting Hospital Make a Difference? Outcomes and Process of Care of Medicare Beneficiaries Admitted With Acute Myocardial Infarction. *Med Care* 2003; 41 (10): 1193–205.
- Southern DA, Quan H, Ghali WA. (Comparison of the Elixhauser and Charlson/Deyo Methods of Comorbidity Measurement in Administrative Data. *Med Care* 2004; 42 (4): 355–60.
- StataCorp. *Stata Statistical Software: Release 10.* College Station, TX 2007.
- Statistisches Bundesamt. Verzeichnis der Krankenhäuser und Vorsorge- oder Rehabilitationseinrichtungen in Deutschland 31.12.2003. Wiesbaden 2005.
- Statistisches Bundesamt. Verzeichnis der Krankenhäuser und Vorsorge- oder Rehabilitationseinrichtungen in Deutschland 31.12.2004. Wiesbaden 2006.
- Statistisches Bundesamt. Verzeichnis der Krankenhäuser und Vorsorge- oder Rehabilitationseinrichtungen in Deutschland 31.12.2005. Wiesbaden 2007.
- Statistisches Bundesamt. Gesundheitswesen. Grunddaten der Krankenhäuser. Wiesbaden 2008a.
- Statistisches Bundesamt. Verzeichnis der Krankenhäuser und Vorsorge- oder Rehabilitationseinrichtungen in Deutschland 31.12.2006. Wiesbaden 2008b.
- Vaillancourt Rosenau P, Linder SH. Two Decades of Research Comparing For-Profit and Nonprofit Health Provider Performance in the United States. *Soc Sci Q.* 2003; 84 (2): 9–41.
- Yasaitis L, Fischer ES, Skinner JS Chandra A. Hospital Quality and Intensity of Spending: Is there an Association? *Health Affairs* 2009; 28: w566–w572.
- Wörz M. Macht die Krankenhausträgerschaft einen Unterschied? Eine vergleichende Untersuchung von Trägerstrukturunterschieden im akutstationären Sektor in Deutschland und den Vereinigten Staaten von Amerika. Berlin 2007.

