



Originalarbeit

Original article

DE

2012

Qualitätssicherung mit Routinedaten (QSR) in der Neurologie

Quality Assurance with Hospital Routine Data in Neurology

Vorbemerkung

Im Krankenhausbereich können unter dem Begriff »Routinedaten« sowohl klinische (zum Beispiel anästhesiologische Daten im Rahmen einer Risikoeinschätzung/Narkoseführung oder die Basisdokumentation in der Psychiatrie) als auch administrative Daten (zum Beispiel nach § 21 Krankenhausentgeltgesetz – KHEntgG) verstanden werden. Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit administrativen Routinedaten in Krankenhäusern, kurz »Routinedaten« genannt.

Weitere Ausführungen zur Begriffsklärung sind zu finden bei Benchimol et al. (2011).

Becker A¹
Ochs G²
Thies C¹
Lefering R³

- 1 CLINOTEL Krankenhausverbund gemeinnützige GmbH, Köln
- 2 Klinikum Ingolstadt GmbH, Ingolstadt
- 3 Private Universität Witten/Herdecke gemeinnützige GmbH, Köln

Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit beschreibt die Anwendung von Routinedaten zu Zwecken der Qualitätssicherung in der Neurologie.

In monatlichen Abständen erhalten die Mitgliedshäuser des CLINOTEL-Krankenhausverbundes Auswertungen zu allgemeinen und speziellen Kennzahlen: Allgemeine Kennzahlen beziehen sich auf größere Grundgesamtheiten, spezielle Kennzahlen beziehen sich auf streng definierte medizinische Sachverhalte, wie zum Beispiel TIA oder Hirninfarkt. Zusätzlich werden zur Auflistung relevanter Falldaten Fallreports erstellt, sobald bei der Analyse der Falldaten mindestens eine Kennzahl festgestellt wird.

Zu TIA und Hirninfarkt wurden 2010 insgesamt bei 21% der Fälle Fallreports übermittelt, wobei dieser Wert im Gesamtverbund eine Spannweite von 0% bis 36% einnahm und in Ingolstadt 21% betrug.

Korrespondierender Autor

✉ Prof. Dr. med. Andreas Becker

Zitierung

Becker A, Ochs G, Thies C, Lefering R. Qualitätssicherung mit Routinedaten (QSR) in der Neurologie. Interdisciplinary Contributions to Hospital Management: Medicine, Patient Safety and Economics. 02.07.2012 #004. <http://www.clinotel-journal.de/article-id-004.html>

Zusätzlich wurde mittels multivariater binärer logistischer Regression ein Modell zur risikoadjustierten Ausweisung der Krankenhausletalität bei Hirninfarkt entwickelt. Das gewonnene Modell mit 10 Variablen zeigt gute statistische Gütekriterien im Entwicklungsdatensatz (4.738 Fälle aus 2008): Fläche unter der Kurve in der ROC-Analyse (AUROC) 0,805 ($p < 0,001$ / 95%-Konfidenzintervall (KI) 0,777-0,832), beobachtete und erwartete Krankenhausletalität jeweils 7,1%. Der Hosmer-Lemeshow-Test zeigte eine gute Kalibrierung (Chi-Quadrat 3,338; $p = 0,19$). Der Anteil der erklärten Varianz des Modells (R^2 -Wert) beträgt 0,27. Die ROC-Analyse ergab im Validierungsdatensatz (5.455 Fälle aus 2009) für die AUROC den Wert 0,808 ($p < 0,001$ / 95%-KI 0,782-0,835).

Für die Abteilungsleitung stellt die Qualitätssicherung mit Routinedaten einen wichtigen Informationskanal mit günstigem Aufwand-Nutzen-Verhältnis dar. Die gewonnenen Informationen können für ein klinisches Qualitätsmonitoring und auch Screening auffälliger Behandlungsverläufe eingesetzt werden.

Schlüsselwörter

Qualitätssicherung, Administrative Routinedaten, Neurologie, Ischämischer Hirninfarkt, Patientensicherheit

Summary

The present article describes the application of routine data in the field of quality assurance in neurology. The member hospitals of the CLINOTEL Hospital Group receive analyses of so-called general and special quality indices (Ischemic Stroke or TIA, for example) every month. In addition, so-called case reports are prepared as soon as at least one quality indicator has been identified from the analysis of case data.

In 2010, case reports were provided in 21% of the cases with AIS or TIA, whereas this number covered a range of 0% to 36% (Ingolstadt 21%).

Based on a derivation data set from the year 2008 (4,738 cases), a model for risk-adjusted prediction of hospital mortality in Ischemic Stroke was developed by means of multivariate logistic regression. The resulting model with 10 variables showed the following values for quality criteria:

Area under the ROC (AUROC) 0.805 ($p < 0.001$ / 95% CI 0.777-0.832). Observed and expected hospital mortality 7.1%, respectively. The HL test showed a good calibration (chi-square 3.338; $p = 0.19$). The share of the explained variance of the logistic regression model (R^2 -value) is 0.27. The validation was then carried out with 5,455 cases in the validation data set from 2009, the value of the AUROC was 0.808 ($p < 0.001$ / 95% CI 0.782-0.835).

Quality assurance using routine data sets constitutes an important information channel with positive cost-benefit ratio for department managers of the department of neurology. The information gained can be used for clinical quality monitoring and also to screen unusual courses of treatment.

Keywords

Quality Assurance, Hospital Routine Data, Health Administrative Data, Neurology, Ischemic Stroke, Patient Safety

Einleitung

Prozess- und Ergebnisqualität stehen im Mittelpunkt jeder neurologischen Tätigkeit und für den Leitenden Arzt geht es insbesondere um eine regelmäßige beziehungsweise anlassbezogene Beantwortung der Frage, inwieweit die durchgeführte Diagnostik und Therapie der besten verfügbaren Evidenz, wie zum Beispiel der Leitlinie zur Akuttherapie des ischämischen Schlaganfalls (2009), entsprechen.

Hilfreich können hierbei Daten sein, die mittels Routinedaten ermittelt und durch fachkompetente Interpretation in Informationen umgewandelt werden. Die allgemeinen Grundlagen hierzu wurden bereits an anderer Stelle in dieser Zeitschrift beschrieben (Becker et al. 2012).

Auch im Bereich der Neurologie sind Arbeiten zu finden, in denen Routinedaten zur Anwendung kommen, hierbei handelt es sich meist um Untersuchungen, die sich mit dem Schlaganfall befassen:

Die Anwendung von Routinedaten kann hilfreich sein zur Rekrutierung von Patienten für klinische Studien, wie Dugas et al. (2010) in einer Übersicht gezeigt haben. Schwamm et al. (2009) identifizierten Patienten in der »Get With The Guidelines«-Studie prospektiv über klinische Einstufung und retrospektiv mittels Routinedaten.

Tirschwell & Longstreth (2002) untersuchten Vorgehensweisen zur Identifizierung und Klassifikation von Schlaganfallpatienten in Routinedaten (verschiedene ICD-Kodes, Haupt- vs. Nebendiagnosen beziehungsweise Kombinationen). Kokotailo & Hill (2005) zeigten, dass Schlaganfälle und auch deren Risikofaktoren mittels ICD-Kodes der Versionen 9 und 10 gut identifiziert werden können.

Der Aufbau von Registern, Surveillance und die Entwicklung von Inzidenzen und Mortalitätsraten sind weitere Themengebiete. Hier werden Routinedaten auch in Kombination mit klinischen Daten im Sinne integrierter Datensysteme angewendet (Borzecki et al. 2010; De Luca et al. 2003; Meretoja et al. 2010; Moore et al. 2008; Reker et al. 2005).

Rath et al. (2010) analysieren Mortalitäten und Konzentrationstendenzen in der stationären Versorgung von

Schlaganfall und akutem Myokardinfarkt in Deutschland, Bajaj et al. (2010) berichteten Trends der Schlaganfallmortalität aus Österreich. Katzenellenbogen et al. (2010) weisen in diesem Zusammenhang zutreffend darauf hin, dass die korrekte Festlegung des Indexereignisses vom Umfang des zur Verfügung stehenden Datenzeitraums (»clearance period«) abhängt.

Der Einfluss von klinischen Strukturen (zum Beispiel Stroke Units, Personalschlüssel), Prozessen (zum Beispiel intensivmedizinische Behandlung, Anlage enteraler Ernährungs sonden) und Fallvolumen auf die Ergebnisqualität (zum Beispiel Krankenhaussterblichkeit) wurde in mehreren Studien untersucht, in denen die Routinedaten unter anderem auch zur Risikoadjustierung eingesetzt wurden (Cho & Yun 2009; Gattellari et al. 2009; Golestanian et al. 2009; Langhorne et al. 2010; Ogbu et al. 2010; Saposnik et al. 2007).

Die Risikoadjustierung bei Schlaganfallpatienten, bei denen auch auf Routinedaten basierende Indizes (Charlson Comorbidity Index, Elixhauser Index) zur Anwendung kommen, wurde ebenfalls von verschiedenen Autoren bearbeitet (Fischer et al. 2006; Goldstein et al. 2004; Sheik & Bullock 2007; Tabak et al. 2007; Zhu & Hill 2008).

Ein wiederholtes Thema ist der Verlauf nach TIA oder Schlaganfall, hier wurden Routinedaten zu den Themen Verweildauer, Outcome-Prädiktion, Wiederaufnahmeraten, Sterblichkeit, Pflegebedürftigkeit, Hospizinanspruchnahme, Rehabilitationsstrategien und Kosten in verschiedenen Studien im stationären beziehungsweise poststationären Sektor angewendet (Carinci et al. 2007; Caro et al. 2006; Dennis et al. 2002; duPreez et al. 2008; Hill et al. 2004; Kind et al. 2007; Kind et al. 2007a; Kind et al. 2008; Monane et al. 1996; Sekimoto et al. 2008; Stausberg 2010; Williams et al. 2003; Wu et al. 2009; van den Bussche et al. 2010).

Routinedaten ermöglichen nicht nur die Darstellung einer Abteilung unter qualitätsrelevanten Aspekten, sondern auch den Vergleich mit anderen Kliniken im Rahmen von standortübergreifenden Klinikträgern oder Krankenhausverbänden.

Am Beispiel einer neurologischen Fachabteilung wollen wir die aktuellen Möglichkeiten des Systems in einem überregionalen und gemeinnützigen Krankenhausver-

bund (CLINOTEL Krankenhausverbund) mit derzeit 30 Mitgliedshäusern darstellen. Das Klinikum Ingolstadt ist Mitglied in unserem Verbund seit dem Jahr 2004.

Ziel des Verfahrens ist die Unterstützung der Fachabteilungs- und Unternehmensleitung bei der kontinuierlichen Verbesserung der Behandlungsqualität, der Aus- und Weiterbildung im ärztlichen Dienst und Pflegedienst sowie der Entwicklung einer qualitätsorientierten Abteilungs- und Krankenhausleitung.

Material und Methoden

Auswertungen

Datengrundlage sind die von den Mitgliedskrankenhäusern an die CLINOTEL-Geschäftsstelle gelieferten Daten der aus vollstationärer Behandlung entlassenen Patienten; diese Daten werden jeweils zum 10. des laufenden Monats übermittelt und es ist sichergestellt, dass die nachfolgend beschriebenen Auswertungen bis zum 20. des laufenden Monats den Ansprechpartnern der Krankenhäuser (Geschäftsführungen, Chefärzte, Pflegedienstleitungen) zur Verfügung gestellt werden. Damit sind eine angemessene Aktualität und eine kurze Reaktionszeit gewährleistet.

Kennzahlen und die ihnen zugrunde liegenden Algorithmen werden von der CLINOTEL-Geschäftsstelle unter Beratung der betreffenden Fachdisziplinen entwickelt. Qualifizierte Mitarbeiter der Geschäftsstelle unterstützen auf Anfrage die Leitungskräfte vor Ort bei der Implementierung des Kennzahlensystems und beim Einsatz geeigneter Methoden, um die gewonnenen Erkenntnisse umzusetzen, zum Beispiel im Rahmen von Morbiditäts- und Mortalitätskonferenzen (M&M-Konferenzen), Peer Reviews.

Informationen zum Verfahren und den Spezifizierungen der Kennzahlen stehen den Mitgliedshäusern in Form von Handbüchern zur Verfügung und sorgen für die erforderliche Transparenz.

Die Auswertungen der QSR sollen den Leitungskräften eine Evaluation der klinischen Kernprozesse ermöglichen, daher beziehen sich die Kennzahlen auf medizinisch homogene Entitäten und nicht auf DRG.

Definiert wird individuell in allen Kennzahlen die Grundgesamtheit über Ein- und Ausschlusskriterien sowie das spezifische Kriterium, welches für das zu suchende unerwünschte Ereignis steht. Die genaue Definition der Grundgesamtheit jeder Kennzahl gewährleistet in den meisten Fällen, dass ein Patient nur unter eine Kennzahl fällt, bei der das spezifische Kriterium Ausdruck eines eingetretenen oder potenziellen unerwünschten Ereignisses ist und nicht Teil der Grunderkrankung. Durch die spezifische Anwendung von entsprechenden Ausschlusskriterien wird weitestgehend verhindert, dass ein Fall durch eine Kennzahl als positiv erkannt wird, bei dem ein unerwünschtes Ereignis Konsequenz der Grunderkrankung und nicht einer insuffizienten Versorgung ist.

Es werden hierbei allgemeine und spezielle Kennzahlen unterschieden: Allgemeine Kennzahlen beziehen sich auf größere Grundgesamtheiten (zum Beispiel alle Fälle eines Krankenhauses, alle operativen Fälle, alle Fälle mit invasiven diagnostisch-/therapeutischen Interventionen). Sie ermöglichen ein Screening auch solcher Behandlungsfälle, die nicht von speziellen Kennzahlen abgedeckt sind (zum Beispiel wegen zu geringer Fallzahlen). Eine auszugsweise Übersicht gibt **Tab. 1**.

Spezielle Kennzahlen beziehen sich immer auf streng definierte medizinische Sachverhalte. Eine Übersicht zu ausgewählten Kennzahlengruppen aus dem neurologischen Bereich geben die **Tab. 2** und **Tab. 3**.

Die Kennzahl »Überschreitung der oberen Grenzverweildauer« betrachten wir hier nicht unter betriebswirtschaftlichen Gesichtspunkten, sondern aus medizinischer Sicht als Hinweis auf potenziell insuffiziente Prozessabläufe.

Die monatlichen Auswertungen enthalten die Daten des spezifischen Krankenhauses, die Daten aller anderen Mitgliedshäuser unter Ausweisung des Krankenhauses, die Verbundwerte und – soweit vorhanden – Orientierungswerte aus der Literatur, die in den Auswertungen vollständig zitiert wird. Dies ermöglicht den Leitenden Ärzten, die Daten der Fachabteilung einzuordnen, gegebenenfalls Stärken sowie Verbesserungspotenziale zu erkennen und die Grundlagen für weitergehende Analysen zu schaffen. In sogenannten Leitungsübersichten werden Kennzahlen auf medizinische Fachbereiche aggregiert dargestellt,

Tab. 1:

Allgemeine Kennzahlen (Auszug)

Tod in Low-Mortality-Hauptdiagnosen

Verstorbene Patienten in Low-Mortality-Hauptdiagnosen

Physiologische und metabolische Störungen

Akutes Nierenversagen/Ischämie und Infarkt der Niere

Lungenembolie und Tiefe Venenthrombose

Herzstillstand und kardiogener Schock

Akuter Myokardinfarkt

Leberversagen

Hypertensive Krise

Folgen medizinischer Maßnahmen

Komplikationen nach Infusion, Transfusion, Injektion

Transfusionsreaktion

Schock während oder als Folge eines Eingriffs

Iatrogene Stich- oder Risswunde

Infektion nach einem Eingriff

Zurückbelassener Fremdkörper bzw. Fremdschubstanz

Gefäßkomplikationen nach einem Eingriff

Mechanische Komplikationen durch einen Harnwegskatheter

Komplikationen durch Prothesen, Implantate oder Transplantate im Urogenitaltrakt

Zwischenfälle durch medizintechnische Geräte und Produkte

Kreislaufkomplikationen

Nierenversagen nach medizinischen Maßnahmen

Infektionen

Patienten mit (multi-)resistenten Keimen

Pneumonie, im Krankenhaus erworben

Aspirationspneumonie, im Krankenhaus erworben
– Risikopatienten

Zystitis und Harnwegsinfekt

Varia

Behandlung gegen ärztlichen Rat beendet

Entlassung in eine Pflegeeinrichtung

Patienten mit Ernährungsproblemen

Die Kennzahlen werden angewendet auf operative, (semi-)interventionelle diagnostisch/therapeutische Maßnahmen und konservative.

Fallgruppen beziehen sich – soweit zutreffend – auf Nebendiagnosen.

Tab. 2:

Spezielle Kennzahlen bei Hauptdiagnose TIA und verwandte Syndrome (Datenjahr 2010)

Verteilung der Fälle auf Hauptdiagnosen (HD) [6]

Verteilung der Fälle auf Altersgruppen [5]

Patient verstorben [1]

Verlauf der Rückbildung [3]

Spezifische Symptome/ Komorbiditäten/Komplikationen [22], z.B.

Hemiparese

Sehstörungen

Diabetes mellitus

Hypertonie

Vorhofflimmern

Pneumonie, im Krankenhaus erworben

Prozeduren [12], z.B.

CT (nativ/mit Kontrastmittel)

NMR (nativ/mit Kontrastmittel)

Therapie Sprache, Sprechen, Stimme und Schlucken

Entlassungsziel [2]

Rehabilitationseinrichtung

Pflegeeinrichtung

Überschreitung der oberen Grenzverweildauer [1]

Wiederaufnahme binnen 14 / 15–30 / 31–120 Tagen (aufgeteilt nach HD der Wiederaufnahme) [21]

[] In Klammern:
Anzahl der Kennzahlen zu den Themengebieten

Tab. 3:

Spezielle Kennzahlen bei Hauptdiagnose
ischämischer Hirninfarkt (Datenjahr 2010)

Verteilung der Fälle auf Hauptdiagnosen und Altersgruppen [16]

Krankenhausletalität ohne Risikoadjustierung [16]

Gesamtwert

Werte in Altersgruppen

Werte für Hauptdiagnosen

Krankenhausletalität mit Risikoadjustierung [3]

Beobachtete

Erwartete

Beobachtete bei Patienten in Niedrigrisikogruppe

Überlebende/verstorbene Patienten in Hoch-/Niedrig-risikogruppe gemäß Risikoadjustierung [2]

Spezifische Symptome/Komorbiditäten/ Komplikationen [55], z.B.

Dysphagie mit Beaufsichtigungspflicht
während der Nahrungsaufnahme

Niereninsuffizienz

(Aspirations-)Pneumonie, im Krankenhaus erworben

Akute Zystitis

Blutung und Hämatom als Komplikation eines Eingriffs

Intrazerebrale Blutung bei Patienten
mit systemischer Thrombolys

Prozeduren [12], z.B.

CT/NMR (nativ/mit Kontrastmittel)

Perkutan-endoskopische Gastrostomie (PEG)

Neurologische Komplexbehandlung

Systemische Thrombolys

Entlassungsziel [2]

Überschreitung der oberen Grenzverweildauer [1]

[] In Klammern:
Anzahl der Kennzahlen zu den Themengebieten

dies ermöglicht die Datenbetrachtung aus übergeordneter Sicht.

Zusätzlich zur Kennzahlenauswertung werden sogenannte Fallreports erstellt, hierbei handelt es sich um eine Auflistung relevanter Falldaten, die erstellt wird, sobald bei der Analyse der Falldaten mindestens eine Kennzahl festgestellt wird (Screeningfunktion der QSR).

Die Fallreports ermöglichen eine schnelle orientierende Prüfung und Festlegung eventuell weiterer Maßnahmen, wie zum Beispiel die Einbringung des Falles in eine M&M-Konferenz.

Risikoadjustierte Prognose der Krankenhausletalität bei Hirninfarkt

Da die Patientenstruktur in verschiedenen Krankenhäusern mitunter sehr unterschiedlich sein kann, ist für einen fairen Klinikvergleich eine risikoadjustierte Betrachtungsweise unabdingbar.

Hierbei wird Wert darauf gelegt, nur solche Faktoren zur Risikoadjustierung zu verwenden, bei denen davon ausgegangen werden kann, dass sie zum Zeitpunkt der Aufnahme bereits bestanden. Wir führten zu diesem Zweck ein klinisches Review der Variablen durch und eliminierten dabei solche, bei denen nicht sicher festgelegt werden konnte, dass sie bereits zum Zeitpunkt der Aufnahme bestanden. Durch dieses in der Literatur beschriebene Verfahren (Krumholz et al. 2006; Krumholz et al. 2006a) wurde beispielsweise das akute Nierenversagen als mögliche Modellvariable ausgeschlossen. Ebenso wurden keine Daten zu Interventionen verwendet (Heller et al. 2008).

Die Modellentwicklung erfolgte mittels multivariater binärer logistischer Regression unter schrittweisem Variableneinschluss auf Basis eines Entwicklungsdatensatzes aus dem Jahr 2008. Die Überprüfung des Modells erfolgte anschließend in einem separaten Datensatz aus dem Jahr 2009 (Validierungsdaten).

In die beiden Datensätze wurden alle vollstationär behandelten Fälle mit einem Alter ≥ 18 Jahre eingeschlossen, bei denen als Hauptdiagnose ein ICD-Kode aus der Gruppe I63 (Hirninfarkt) im fallbezogenen Datensatz kodiert war. Ausgeschlossen wurden gemäß der Vorgabe der

ICD-Klassifikation Fälle, bei denen als Nebendiagnose der Kode I69.3 (Folgen eines Hirninfarktes) vorlag. Weitere Ein- oder Ausschlusskriterien waren nicht definiert. Die Modellentwicklung erfolgte nach vorangegangener klinischer Hypothesenbildung unter Berücksichtigung entsprechender Literaturdaten mittels soziodemografischer (Alter, Geschlecht) und klinischer Variablen: Hauptdiagnosen und Komorbiditätsvariablen als Nebendiagnosen mit einer Häufigkeit $>1\%$ (Krumholz et al. 2006; Krumholz et al. 2006a).

Zur Vermeidung des sogenannten over-fittings wurde die Anzahl der möglichen Variablen im finalen Modell auf 34 begrenzt. Hierbei orientierten wir uns an der Regel, dass pro Variable im Modell 10 Ereignisse (hier: Tod) vorliegen sollen. Bei 336 verstorbenen Patienten in den Entwicklungsdaten betrug der Höchstwert der Variablen somit 34 (336/10). Auch wenn diese Regel zwischenzeitlich nicht mehr so streng gesehen wird (Vittinghoff & McCulloch 2007), so ist ihre Einhaltung grundsätzlich sinnvoll, wie verschiedene Autoren zeigen (Concato et al. 1993; Peduzzi et al. 1996; van Walraven et al. 2011).

Ausgehend von einem Basismodell, welches nur das Alter einschloss, erfolgte die Modellentwicklung mittels multivariater binärer logistischer Regression, bei der schrittweise weitere Variablen ein- oder ausgeschlossen wurden (Einschlusslevel $p \leq 0,05$). Die einzelnen Entwicklungsstufen wurden klinisch und statistisch (Klassifikationsgüte, Akaike- beziehungsweise Bayes-Informationskriterium) bewertet.

Zum Vergleich wurden alle Kandidatenvariablen auch einer automatisiert ablaufenden multivariaten binär logistischen Regression unter schrittweisem Variableneinschluss (vorwärts, Likelihood-Ratio, Einschlusslevel $p \leq 0,05$) unterzogen.

In beiden Entwicklungstechniken wurde zur Präzisierung und Absicherung der Faktoren, Odds-Ratios und ihrer Konfidenzintervalle die logistische Regression unter Anwendung der Bootstrapping-Technik mit Ziehung von jeweils 1.000 Stichproben durchgeführt.

Das finale Modell wurde hinsichtlich seiner Gütekriterien wie folgt überprüft:

Die Diskriminierungsfähigkeit (Fähigkeit des Modells zur Unterscheidung zwischen Überlebenden und Nicht-Überlebenden) wurde mit der Receiver Operating Characteristics (ROC) Analyse getestet (Fläche unter der Kurve [AUC]), Werte der AUC ab 0,75 zeigen eine gute Diskriminierungsfähigkeit (Normand et al. 1996), ein Wert ab 0,80 zeigt eine exzellente Diskriminierungsfähigkeit (Quail et al. 2011).

Zur Prüfung der Kalibrierung (Übereinstimmung zwischen der beobachteten und erwarteten Krankenhausletalität im gesamten Bereich der für »Expected« vorhergesagten Wahrscheinlichkeitswerte) verwendeten wir den Hosmer-Lemeshow-Test (HLT). Als Signifikanzniveau wurde $p < 0,05$ festgelegt.

Die Accuracy (Übereinstimmung zwischen vorhergesagter Krankenhausletalität und dem Outcome des individuellen Patienten) prüften wir mit dem Brier-Score (De Lange 2011), der Werte zwischen 0 (perfekte Übereinstimmung) und 1 (keine Übereinstimmung) annehmen kann. Weiterführende Informationen und Erläuterungen zu Gütekriterien prognostischer Modelle sind zu finden bei Altman et al. (2009), De Lange (2011) und Justice et al. (1999). Alle Berechnungen wurden durchgeführt mit der Software Stata© (StataCorp USA, Version 10).

Ergebnisse

Kennzahlen

Im Jahr 2010 wurden insgesamt rund 449.590 Fälle aus 30 Krankenhäusern im Rahmen der Qualitätssicherung mit Routinedaten ausgewertet, das Klinikum Ingolstadt steuerte hierzu Daten von 39.903 vollstationären Behandlungsfällen bei.

Im Kennzahlenbereich TIA und verwandte Syndrome lagen 233 Fälle aus Ingolstadt vor, im Gesamtverbund waren es 3.017 Fälle. Für den Hirninfarkt waren es 735 (Ingolstadt) beziehungsweise 6.061 Fälle (Gesamtverbund). Zu den in den **Tab. 2** und **Tab. 3** aufgeführten speziellen Kennzahlen wurden im Jahr 2010 insgesamt bei 21% der Fälle Fallreports übermittelt, wobei dieser Wert im Gesamtverbund eine Spannweite von 0% bis 36% einnahm und in Ingolstadt 21% betrug.

Tab. 4:
Modellvariablen

	RK	Signifikanz (p)	OR	95% KI für OR	
Alter ≥ 80 Jahre	1,241	0,00	3,461	2,663	4,496
Diabetes mellitus Typ 2 mit Nierenkomplikationen	1,241	0,00	3,460	1,646	7,275
Compressio cerebri	2,857	0,00	17,405	3,999	75,761
Hirnödem	2,349	0,00	10,478	5,739	19,131
Linksherzinsuffizienz mit Beschwerden bei leichterer Belastung (NYHA III)	0,793	0,03	2,210	1,071	4,563
Linksherzinsuffizienz mit Beschwerden in Ruhe (NYHA IV)	1,578	0,00	4,847	2,987	7,867
Chronische Niereninsuffizienz Stadium IV	1,419	0,01	4,133	1,370	12,471
Somnolenz	1,715	0,00	5,559	3,630	8,514
Sopor	2,408	0,00	11,112	5,908	20,902
Koma	3,201	0,00	24,569	12,363	48,826
Konstante	-3,702				

RK: Regressionskoeffizient
OR: Odds-Ratio

95% KI für OR: Unter- und Obergrenze des 95%-Konfidenzintervalles des OR

Im Mittel wurden an die Neurologische Abteilung in Ingolstadt 17 Fallreports pro Monat übermittelt.

Die Sichtung dieser Fallreports und jener, die zusätzlich wegen allgemeiner Kennzahlen ausgelöst wurden, nahm monatlich circa 20 Minuten Zeit in Anspruch, um zu entscheiden, ob weitere Analysen und Maßnahmen erforderlich waren.

Die Ergebnisse der Kennzahlen und ausgewählte Fälle wurden in Klinikkonferenzen vorgestellt. Hier zeigte sich, dass bestimmte Fallverläufe maßgeblich durch patientenseitige Faktoren geprägt wurden und die durchgeführten diagnostischen und therapeutischen Maßnahmen medizinisch angemessen waren und sich in Übereinstimmung mit den Klinikkonzepten befanden.

Risikomodell

Auf Basis von 4.738 Fällen aus dem Jahr 2008 (Entwicklungsdaten) wurden Risikofaktoren für das Ereignis »Tod während des Krankenhausaufenthaltes« ermittelt. Das so gewonnene Modell mit 10 Variablen (Tab. 4) zeigte bei den Gütekriterien die folgenden Werte:

Die ROC-Analyse ergab einen sehr guten Wert für die Fläche unter der Kurve mit 0,805 ($p < 0,001$ / 95%-Konfidenzintervall (KI) 0,777-0,832).

Beobachtete und erwartete Krankenhausletalität betragen jeweils 7,1%.

Die standardisierte Krankenhausletalitätsrate betrug 1,00 (95%-KI 0,90-1,10).

Im HLT zeigte das Modell eine gute Kalibrierung (Chi-Quadrat 3,338; $p = 0,19$).

Der berechnete Brier-Score betrug 0,06.

Der Anteil der erklärten Varianz des logistischen Regressionsmodells (R^2 -Wert) beträgt 0,27.

Die Validierung erfolgte dann mit 5.455 Fällen im Validierungsdatensatz aus dem Jahr 2009, hier betrug die beobachtete beziehungsweise erwartete Krankenhausletalität 7,0% vs. 7,6% und zeigte ebenfalls keinen signifikanten Unterschied ($p=0,12$). Als standardisierte Krankenhausletalitätsrate wurde 0,92 (95%-KI 0,83-1,02) ermittelt.

Die ROC-Analyse zeigte hier sehr ähnliche Werte für die Fläche unter der Kurve mit 0,808 ($p<0,001$ / 95%-KI 0,782-0,835).

Im Jahr 2010 (erstes Anwendungsjahr) mit 6.061 Fällen ergab die ROC-Analyse für die Fläche unter der Kurve den Wert 0,806 ($p<0,001$ / 95%-KI 0,782-0,830).

Die beobachtete und erwartete Krankenhausletalität betrug 7,5% beziehungsweise 8,4% ($p=0,02$), die standardisierte Krankenhausletalitätsrate betrug 0,89 (95%-KI 0,81-0,98).

Die Geschlechtsverteilung in den Entwicklungsdaten ergab 51,7% weibliche und 48,3% männliche Patienten, in den Validierungsdaten zeigten sich ähnliche Werte (49,8% weiblich, 50,2% männlich).

Auch die Werte für das Alter (Jahre) waren in beiden Datengruppen vergleichbar: Das durchschnittliche Alter betrug in den Entwicklungsdaten 72,8 Jahre (95%-KI 72,4-73,2 Jahre), in den Validierungsdaten 72,6 Jahre (95%-KI 72,3-72,9 Jahre).

Unterschiede zeigten sich bei den Verweildauern: In den Entwicklungsdaten lag der Mittelwert mit 12,2 Tagen (95%-KI 12,0-12,5 Tage) um 0,9 Tage über dem Wert der Validierungsdaten aus dem Jahr 2009 (Mittelwert 11,3 Tage, 95%-KI 11,1-11,5 Tage).

Diskussion

Unser Modell zeigt bei einigen Aspekten interessante Parallelen mit der Literatur.

Gattellari et al. (2009) analysierten in einer multizentrischen Beobachtungsstudie 17.659 stationäre Behandlungsfälle mit ischämischem Schlaganfall aus den Jahren 2002 und 2006, um die Effekte der Einführung von Stroke Units in 22 australischen Krankenhäusern auf Basis von Routinedaten zu ermitteln. Die von den Autoren als »Indikatoren schlechter Prognose« festgelegten Komorbiditäten Somnolenz, Sopor und Koma bestätigten sich in unserem Modell.

Das durchschnittliche Alter aus unseren Entwicklungs- und Validierungsdaten liegt mit 72,8 beziehungsweise 72,6 Jahren im Bereich der Ergebnisse der externen Qualitätssicherung Hirninfarkt im Bundesland Hessen, die für die Jahre 2008 und 2009 mit 73,8 beziehungsweise 73,6 Jahren angegeben werden. Dies gilt auch für die Geschlechtsverteilung, bei der wir 51,7% (2008) beziehungsweise 49,8% (2009) weibliche Patienten vorfanden, die mit 51,5% (2008) beziehungsweise 50,8% (2009) in den hessischen Daten gut vergleichbar sind. Eine sehr gute Übereinstimmung zeigt die beobachtete Krankenhaussterblichkeit: Hier entsprechen 7,1% (2008) und 7,0% (2009) aus unseren Entwicklungs- und Validierungsdaten den aus Hessen angegebenen Raten von 7,3% beziehungsweise 7,0% aus den Jahren 2008 und 2009.

Die Diskriminierungsfähigkeit unseres Modells aus der ROC-Analyse liegt mit AUROC-Werten von 0,805 (Entwicklungsdaten), 0,808 (Validierungsdaten) und 0,806 (Anwendungsjahr 2010) deutlich über dem von Zhu & Hill (2008) mit 0,721 angegebenen Wert, der für den Elixhauser Index als Instrument zur Risikoadjustierung ermittelt wurde. Wir sehen uns daher bestätigt, ein für den Hirninfarkt spezifisches Risikoadjustierungsmodell bei unseren Qualitätssicherungsmaßnahmen anzuwenden.

Seit 2010 erhalten die Leitenden Ärzte monatlich nun auch die Angabe der kumulativen beobachteten und berechneten Krankenhausletalität der im laufenden Jahr mit ischämischem Schlaganfall stationär aufgenommenen Patienten. Die risikoadjustierten Daten ermöglichen den klinischen Leitungskräften eine noch zielgerichtetere Evaluation der klinischen Kernprozesse und einen transparenten Austausch mit Fachkollegen in der Fachgruppe Neurologie unseres Krankenhausverbundes.

Die für den Einzelfall berechnete erwartete Krankenhausletalität wird auch verwendet, um im Sinne eines Screenings bestimmte Fälle herauszufiltern. Wir weisen hier Fälle aus, bei denen die erwartete Krankenhausletalität verstorbener Patienten unterhalb eines bestimmten Wertes liegt. Ebenso weisen wir überlebende Patienten aus, bei denen die erwartete Krankenhausletalität einen bestimmten Wert überschreitet. Die Trennwerte beider Kennzahlen werden über die entsprechenden Perzentilen festgelegt und gehen aus den Namen der Kennzahlen hervor. Diese Kennzahlen eröffnen die Möglichkeit, Behandlungsverläufe hinsichtlich ihres Verbesserungspotenzials zu analysieren beziehungsweise gute Behandlungsprozesse zu identifizieren und so den Mitarbeitern hierzu eine positive Rückmeldung zu geben.

Für weitere Ausführungen zur Kodierungsqualität inklusive »Present-On-Admission«-Kennzeichen (POA) für Nebendiagnosen und Anwendung der Daten aus Leitungssicht siehe Becker et al. (2012).

Schlussfolgerung

Die Frage nach der Qualitätsfähigkeit der Fachabteilungsleitung beziehungsweise der Fachabteilung insgesamt wird zukünftig weniger im Rahmen einer Diskussion über die statistische Relevanz der Daten entschieden werden, sondern vielmehr an der Frage, welche Konsequenzen aus den gewonnenen Erkenntnissen gezogen werden. In Anbetracht der weiter abnehmenden finanziellen Ressourcen kann dies zur Überlebensfrage für ein Krankenhaus werden.

Für die Abteilungsleitung einer neurologischen Klinik stellt die Qualitätssicherung mit Routinedaten einen wichtigen Informationskanal mit günstigem Aufwand-Nutzen-Verhältnis dar. Die gewonnenen Informationen können für ein klinisches Qualitätsmonitoring und auch Screening auffälliger Behandlungsverläufe (siehe hierzu auch Becker & Mantke 2012a) eingesetzt werden.

Unter Berücksichtigung der intrinsischen Limitierungen der Klassifikationssysteme für Diagnosen und Prozeduren und einer systematischen Kontrolle der Dokumentations- und Kodierungsqualität ergibt sich hieraus ein kontinuierlicher Prozess der kritischen Selbstreflexion und Verbesserung neurologischer Versorgung.

Insofern ist die Forderung des 113. Deutschen Ärztetages nach »Umsetzung der potenziell jetzt schon möglichen Routinedatennutzung und Beteiligung der Ärztekammern« und auch die positive Haltung der Deutschen Krankenhausgesellschaft zur Qualitätssicherung mit Routinedaten zu begrüßen (van Emmerich & Metzinger 2010).

Literaturverzeichnis

Akuttherapie des ischämischen Schlaganfalls (2009). Gemeinsame Leitlinie der Deutschen Gesellschaft für Neurologie (DGN) und der Deutschen Schlaganfall-Gesellschaft (DSG). Quelle: <http://www.dgn.org/component/content/article/45-leitlinien-der-dgn-2012/2310-11-22-2012-akuttherapie-des-ischamischen-schlaganfalls.html> (letzte Einsicht 18.04.2012)

Altman DG, Vergouwe Y, Royston P, Moons KGM (2009). Prognosis and prognostic research: validating a prognostic model. *BMJ*. 2009; 338: 1432–1435. PubMed-ID: [19477892](#)

Bajaj A, Schernhammer ES, Haidinger G, Waldhör T (2010). Trends in mortality from stroke in Austria, 1980–2008. *Wien Klin Wochenschr*. 2010; 122: 346–353. PubMed-ID: [20559879](#)

Becker A, Schwacke H, Perings Ch, Kamp T (2012). Qualitätssicherung mit Routinedaten (QSR) in der Kardiologie. *Interdisciplinary Contributions to Hospital Management: Medicine, Patient Safety and Economics*. 02.07.2012 #001. Quelle: <http://www.clinotel-journal.de/article-id-001.html>

Becker A, Mantke R (2012a). Jedes Leben zählt: Frühwarnsysteme und medizinische Notfallteams in der innerklinischen Notfallmedizin. In: *Klinisches Risikomanagement – Beiträge zur Patientensicherheit*. Becker A, Glaser A, Kröll W, Schweppe P, Neuper O (Hrsg.). 2012. Neuer Wissenschaftlicher Verlag GmbH Nfg KG Wien-Graz 2012

Benchimol EI, Manuel DG, To T, Griffiths AM, Rabeneck L, Guttman A (2011). Development and use of reporting guidelines for assessing the quality of validation studies of health administrative data. *J Clin Epidemiol*. 2011; 64 (8): 821–829. PubMed-ID: [21194889](#)

Borzecki AM, Christiansen CL, Loveland S, Chew P, Rosen AK (2010). Trends in the Inpatient Quality Indicators: The Veterans Health Administration Experience. *Med Care*. 2010; 48 (8): 694–702. PubMed-ID: [20613657](#)

Carinci F, Roti L, Francesconi P, Gini R, Tediosi F, Di Iorio T, Bartolacci S, Buiatti E (2007). The impact of different rehabilitation strategies after major events in the elderly: the case of stroke and hip fracture in the Tuscany region. *BMC Health Serv Res*. 2007; 7: 95.

PubMed-ID: [17597513](#)

Caro JJ, Migliaccio-Walle K, Ishak KJ, Proskorovsky I, O'Brien J (2006). The time course of subsequent hospitalizations and associated costs in survivors of an ischemic stroke in Canada. *BMC Health Serv Res*. 2006; 6: 99.

PubMed-ID: [16907982](#)

Cho SH, Yun SC (2009). Bed-to-nurse ratios, provision of basic nursing care, and in-hospital and 30-day mortality among acute stroke patients admitted to an intensive care unit: Cross-sectional analysis of survey and administrative data. *Int J Nurs Stud*. 2009; 46 (8): 1092–1101.

PubMed-ID: [19268287](#)

Concato J, Feinstein AR, Holford ThR (1993). The Risk of Determining Risk with Multivariable Models. *Ann Intern Med*. 1993; 118 (3): 201–210. PubMed-ID: [8417638](#)

De Lange DW (2011). How to externally validate prognostic models in surgery. *Neth J Crit Care*. 2011; 15 (3): 115–117

De Luca A, Agabiti N, Fiorelli M, Sacchetti ML, Tancioni V, Picconi O, Cardo S, Guasticchi G (2003). Implementation of a surveillance system for stroke based on administrative and clinical data in the Lazio Region (Italy): methodological aspects. *Ann Ig*. 2003; 15 (3): 207–214.

PubMed-ID: [12910874](#)

Dennis MS, Lo KM, McDowall M, West T (2002). Fractures After Stroke: Frequency, Types, and Associations. *Stroke*. 2002; 33 (3): 728–734. PubMed-ID: [11872896](#)

Dugas M, Lange M, Müller-Tidow C, Kirchhof P, Prokosch HU (2010). Routine data from hospital information systems can support patient recruitment for clinical studies. *Clin Trials*. 2010; 7 (2): 183–189.

PubMed-ID: [20338903](#)

duPreez AE, Smith MA, Liou JI, Frytak JR, Finch MD, Cleary JF, Kind AJH (2008). Predictors of Hospice Utilization among Acute Stroke Patients who Died within Thirty Days. *J Palliat Med.* 2008; 11 (9): 1249–1257.
PubMed-ID: [19021489](#)

Externe Qualitätssicherung in der stationären Versorgung (2008/2009). Jahresauswertung Schlaganfall-Akutbehandlung. Geschäftsstelle Qualitätssicherung Hessen. Quelle: <http://www.gqhnet.de/Projekte/Akut/Auswertungen> (letzte Einsicht 18.04.2012)

Fischer U, Nedeltchev K, Schoenenberger RA, Kappeler L, Höllinger P, Schroth G, Ballinari P, Mattle HP (2006). Impact of comorbidity on ischemic stroke outcome. *Acta Neurol Scand.* 2006; 113 (2): 108–113. PubMed-ID: [16411971](#)

Gattellari M, Worthington J, Jalaludin B, Mohsin M (2009). Stroke Unit Care in a Real-Life Setting: Can Results From Randomized Controlled Trials Be Translated Into Every-Day Clinical Practice? An Observational Study of Hospital Data in a Large Australian Population. *Stroke.* 2009; 40 (1): 10–17. PubMed-ID: [18948607](#)

Goldstein LB, Samsa GP, Matchar DB, Horner RD (2004). Charlson Index Comorbidity Adjustment for Ischemic Stroke Outcome Studies. *Stroke.* 2004; 35 (8): 1941–1945. PubMed-ID: [15232123](#)

Golestanian E, Liou JI, Smith MA (2009). Long-term survival in older critically ill patients with acute ischemic stroke. *Crit Care Med.* 2009; 37 (12): 3107–3113. PubMed-ID: [19661805](#)

Heller G, Babitsch B, Günster C, Möckel M (2008). Sterblichkeitsrisiko von Frauen und Männern nach Myokardinfarkt. *Deutsches Ärzteblatt.* 2008; 105: 279–285

Hill MD, Yiannakoulias N, Jeerakathil T, Tu JV, Svenson LW, Schopflocher DP (2004). The high risk stroke immediately after transient ischemic attack: A population-based study. *Neurology.* 2004; 62 (11): 2015–2020. PubMed-ID: [15184607](#)

Justice AC, Covinsky KE, Berlin JA (1999). Assessing the Generalizability of Prognostic Information. *Ann Intern Med.* 1999; 130 (6): 515–524. PubMed-ID: [10075620](#)

Katzenellenbogen JM, Somerford P, Semmens JB, Codde JP (2010). Effect of clearance periods on hospital stroke incidence using linked administrative data. *Int J Stroke.* 2010; 5 (4): 336–337. PubMed-ID: [20636720](#)

Kind AJH, Smith MA, Frytak JR, Finch MD (2007). Bouncing Back: Patterns and Predictors of Complicated Transitions 30 Days After Hospitalization for Acute Ischemic Stroke. *J Am Geriatr Soc.* 2007; 55 (3): 365–373. PubMed-ID: [17341238](#)

Kind AJH, Smith MA, Pandhi N, Frytak JR, Finch MD (2007a). Bouncing-Back: Rehospitalization in Patients with Complicated Transitions in the First Thirty Days After Hospital Discharge for Acute Stroke. *Home Health Care Serv Q.* 2007; 26 (4): 37–55. PubMed-ID: [18032199](#)

Kind AJH, Smith MA, Liou JI, Pandhi N, Frytak JR, Finch MD (2008). The Price of Bouncing-Back: One Year Mortality and Payments for Acute Stroke Patients with Thirty Day Bounce-Backs. *J Am Geriatr Soc.* 2008; 56 (6): 999–1005. PubMed-ID: [18422948](#)

Kokotailo RA, Hill MD (2005). Coding of Stroke and Stroke Risk Factors Using International Classification of Diseases, Revisions 9 and 10. *Stroke.* 2005; 36 (8): 1776–1781. PubMed-ID: [16020772](#)

Krumholz HM, Wang Y, Mattera JA, Wang Y, Han LF, Ingber MJ, Roman S, Normand SLT (2006). An Administrative Claims Model Suitable for Profiling Hospital Performance Based on 30-Day Mortality Rates Among Patients With an Acute Myocardial Infarction. *Circulation.* 2006; 113 (13): 1683–1692. PubMed-ID: [16549637](#)

Krumholz HM, Wang Y, Mattera JA, Wang Y, Han LF, Ingber MJ, Roman S, Normand SLT (2006a). An Administrative Claims Model Suitable for Profiling Hospital Performance Based on 30-Day Mortality Rates Among Patients

With Heart Failure. *Circulation*. 2006; 113 (13): 1693–1701. PubMed-ID: [16549636](#)

Langhorne P, Lewsey JD, Jhund PS, Gillies M, Chalmers JWT, Redpath A, Briggs A, Walters M, Capewell S, McMurray JJV, MacIntyre K (2010). Estimating the impact of stroke unit care in a whole population: an epidemiological study using routine data. *J Neurol Neurosurg Psychiatry*. 2010; 81 (12): 1301–1305. PubMed-ID: [20601665](#)

Meretoja A, Roine RO, Kaste M, Linna M, Juntunen M, Erilä T, Hillbom M, Marttila R, Rissanen A, Sivinius J, Häkkinen U (2010). Stroke Monitoring on a National Level, PERFECT Stroke, a Comprehensive, Registry-Linkage Stroke Database in Finland. *Stroke*. 2010; 41 (10): 2239–2246. PubMed-ID: [20798363](#)

Monane M, Kanter DS, Glynn RJ, Avorn J (1996). Variability in Length of Hospitalization for Stroke: The Role of Managed Care in an Elderly Population. *Arch Neurol*. 1996; 53 (9): 875–880. PubMed-ID: [8815852](#)

Moore DF, Lix LM, Yogendran MS, Martens P, Tamayo A (2008). Stroke surveillance in Manitoba, Canada: Estimates from administrative databases. *Chronic Dis Can*. 2008; 29 (1): 22–30. PubMed-ID: [19036220](#)

Normand SLT, Glickman ME, Sharma RGVRK, McNeil BJ (1996). Using Admission Characteristics to Predict Short-term Mortality From Myocardial Infarction in Elderly Patients. Results From the Cooperative Cardiovascular Project. *JAMA*. 1996; 275 (17): 1322–1328. PubMed-ID: [8614117](#)

Ogbu UC, Slobbe LCJ, Arah OA (2010). Hospital Stroke Volume and Case-Fatality Revisited. *Med Care*. 2010; 48 (2): 149–156. PubMed-ID: [20057333](#)

Peduzzi P, Concato J, Kemper E, Holford ThR, Feinstein AR (1996). A Simulation Study of the Number of Events per Variable in Logistic Regression Analysis. *J Clin Epidemiol*. 1996; 49 (12): 1373–1379. PubMed-ID: [8970487](#)

Quail JM, Lix LM, Osman BA, Teare GF (2011). Comparing Comorbidity Measures for Predicting Mortality and Hospitalization in Three Population-Based Cohorts. *BMC Health Serv Res*. 2011; 11: 146. PubMed-ID: [21663672](#)

Rath T, Büscher G, Schwartze D, Drabik A, Bokern E, Lungen M (2010). Analyse von Mortalitäten und Konzentrationstendenzen in der stationären Versorgung von Schlaganfall und Myokardinfarkt. *Herz*. 2010; 35 (6): 389–396. PubMed-ID: [20814655](#)

Reker DM, Rei K, Duncan PW, Marshall C, Cowper D, Stansbury J, Warr-Wing KL (2005). Development of an integrated stroke outcomes database within Veterans Health Administration. *J Rehabil Res Dev*. 2005; 42 (1): 77–91. PubMed-ID: [15742252](#)

Saposnik G, Baibergenova A, O'Donnell M, Hill MD, Kapral MK, Hacinski V (2007). On behalf of the Stroke Outcome Research Canada (SORCan) Working Group. Hospital volume and stroke outcome. Does it matter? *Neurology*. 2007; 69 (11): 1142–1151. PubMed-ID: [17634420](#)

Sekimoto M, Kakutani C, Ishizaki T, Hayashida K, Imanaka Y (2008). Management patterns and healthcare costs for hospitalized patients with cerebral infarction. *Health Policy*. 2008; 88 (1): 100–109. PubMed-ID: [18378349](#)

Sheik K, Bullock CM (2007). Effect of Measurement on Sex Difference in Stroke Mortality. *Stroke*. 2007; 38 (3): 1085–1087. PubMed-ID: [17255545](#)

Schwamm LH, Fonarow GC, Reeves MJ, Pan W, Frankel MR, Smith EE, Ellrodt G, Cannon CP, Liang L, Peterson E, LaBresh KA (2009). Get With The Guidelines – Stroke Is Associated With Sustained Improvement in Care for Patients Hospitalized With Acute Stroke or Transient Ischemic Attack. *Circulation*. 2009; 119 (1): 107–115. PubMed-ID: [19075103](#)

Stausberg J (2010). Zusammenhang von Sterblichkeit im Krankenhaus und Sterblichkeit in definierten Zeiträumen nach stationärer Aufnahme. Eine Analyse von Qualitätsberichten zu AOK-Versicherten. *Dtsch Med Wochenschr*. 2010; 135 (41): 2015–2020. PubMed-ID: [20925008](#)

Tabak YP, Johannes RS, Silber JH (2007). Using Automated Clinical Data for Risk Adjustment. Development and Validation of Six Disease-Specific Mortality Predictive Models for Pay-for-Performance. *Med Care*. 2007; 45 (8): 789–805. PubMed-ID: [17667314](#)

Tirschwell DL, Longstreth WT (2002). Validating Administrative Data in Stroke Research. *Stroke*. 2002; 33 (10): 2465–2470. PubMed-ID: [12364739](#)

Van den Bussche H, Berger K, Kemper C, Barzel A, Glaeske G, Keller D (2010). Inzidenz, Rezidiv, Pflegebedürftigkeit und Mortalität von Schlaganfall. Eine Sekundärdatenanalyse von Krankenkassendaten. *Akt Neurologie*. 2010; 37: 131–135

Van Emmerich C, Metzinger B (2010). Qualitätssicherung mit Routinedaten aus Sicht der Deutschen Krankenhausgesellschaft. *das Krankenhaus*. 2010; 102: 1177–1182

Van Walraven C, Wong J, Bennett C, Forster AJ (2011). The Procedural Index for Mortality Risk (PIMR): an index calculated using administrative data to quantify the independent influence of procedures on risk of hospital death. *BMC Health Serv Res*. 2011; 11: 258. PubMed-ID: [21982489](#)

Vittinghoff E, McCulloch CE (2007). Relaxing the Rule of Ten Events per Variable in Logistic and Cox Regression. *Am J Epidemiol*. 2007; 165 (6): 710–718. PubMed-ID: [17182981](#)

Williams LS, Eckert GJ, L'Italien GJ, Lapuerta P, Weinberger M (2003). Regional Variation in Health Care Utilization and Outcomes in Ischemic Stroke. *J Stroke Cerebrovasc Dis*. 2003; 12 (6): 259–265. PubMed-ID: [17903937](#)

Wu CM, Manns BJ, Hill MD, Ghali WA, Donaldson C, Buchan AM (2009). Rapid Evaluation after High-Risk TIA is Associated with Lower Stroke Risk. *Can J Neurol*. 2009; 36 (4): 450–455. PubMed-ID: [19650355](#)

Zhu H, Hill MD (2008). Stroke: The Elixhauser Index for comorbidity adjustment of in-hospital case fatality. *Neurology*. 2008; 71 (4): 283–287. PubMed-ID: [18645167](#)

Manuskriptdaten

Interessenkonflikt

Die Autoren erklären, dass kein Interessenkonflikt besteht.

Bearbeitung

Manuskript eingereicht am 19.04.2012,
überarbeitete Fassung angenommen am 30.04.2012

Zitierung

Becker A, Ochs G, Thies C, Lefering R. Qualitätssicherung mit Routinedaten (QSR) in der Neurologie. Interdisciplinary Contributions to Hospital Management: Medicine, Patient Safety and Economics. 02.07.2012 #004.
<http://www.clinotel-journal.de/article-id-004.html>

Autoren

Prof. Dr. med. Andreas Becker

Geschäftsführer
CLINOTEL Krankenhausverbund gemeinnützige GmbH
Riehler Straße 36
50668 Köln
www.clinotel.de

Prof. Dr. med. Günter Ochs

Chefarzt
Klinikum Ingolstadt GmbH
Neurologische Klinik
Krumenauerstraße 25
85049 Ingolstadt
www.klinikum-ingolstadt.de

Christian Thies

Mitarbeiter IT
CLINOTEL Krankenhausverbund gemeinnützige GmbH
Riehler Straße 36
50668 Köln
www.clinotel.de

PD Dr. rer. medic. Rolf Lefering

Private Universität Witten/Herdecke gemeinnützige
GmbH
Institut für Forschung in der Operativen Medizin
Lehrstuhl für Chirurgische Forschung
Ostmerheimer Straße 200
51109 Köln
www.uni-wh.de

