

Verwendung von Krankenhausabrechnungsdaten für die Versorgungsforschung in Deutschland

*Using hospital discharge data for health services
research in Germany*

vorgelegt von

MPH

Ulrike Nimptsch

geb. in Aschaffenburg

von der Fakultät VII – Wirtschaft und Management
der Technischen Universität Berlin
zur Erlangung des akademischen Grades

Doktor der Gesundheitswissenschaften / Public Health

– Dr. P.H. –

genehmigte Dissertation

Promotionsausschuss:

Vorsitzender: Prof. Dr. Reinhard Busse

Gutachter: Prof. Dr. Thomas Mansky

Gutachter: Prof. Dr. Klaus-Dirk Henke

Tag der wissenschaftlichen Aussprache: 8. Februar 2018

Berlin 2018

Zusammenfassung

Seitdem die akutstationären Krankenhausleistungen in Deutschland auf der Grundlage des fallpauschalierenden Vergütungssystems der Diagnosis Related Groups (DRG) vergütet werden, sind in den administrativen Datenbeständen der deutschen Krankenhäuser umfassende medizinische Informationen verfügbar. Da die Abrechnung nach dem DRG-System für nahezu alle Patienten und alle Krankenhäuser zur Anwendung kommt, liegt mit den sogenannten DRG-Daten eine Vollerhebung des akutstationären Versorgungsgeschehens in deutschen Krankenhäusern vor.

Die DRG-Daten sind für wissenschaftliche Zwecke zugänglich. Da diese Daten die Versorgungsrealität abbilden und ohne zusätzlichen Erhebungsaufwand analysiert werden können, haben sich daraus neue Möglichkeiten für die Versorgungsforschung ergeben. Die Aussagekraft von Analysen dieses Datenbestandes hängt jedoch entscheidend von einer sachgerechten Operationalisierung der jeweiligen Fragestellung unter Berücksichtigung der verfügbaren Dateninhalte und des Erhebungskontextes ab.

Die vorliegende kumulative Dissertation beschreibt die Eigenschaften der DRG-Daten und demonstriert anhand von drei bereits publizierten Analysen, wie diese Daten zur Bearbeitung von Fragestellungen der Versorgungsforschung genutzt werden können. Das erste Manuskript zeigt bezogen auf die akutstationäre Schlaganfallbehandlung wie die Entwicklung der Versorgungslast und der Versorgungsqualität beschrieben werden kann. Als Beispiel für die Evaluation neuer Versorgungsstrukturen wird im zweiten Manuskript der Einfluss der Finanzierung der Stroke-Unit Behandlung auf die Verbreitung von Stroke-Units an den Krankenhäusern und auf die Entwicklung der Sterblichkeit bei Schlaganfallpatienten nach Einführung von Stroke-Units betrachtet. Im dritten Manuskript wird die Entwicklung der DRG-Daten am Beispiel der Nebendiagnosenkodierung untersucht, um die Datenqualität und deren Einfluss auf die Auswertungsmöglichkeiten im zeitlichen Verlauf zu bewerten.

Anhand der drei Analysen wird demonstriert, dass die bundesweiten fallbezogenen Abrechnungsdaten der deutschen Akutkrankenhäuser eine Datenquelle für die Versorgungsforschung in Deutschland sind, auf deren Grundlage zahlreiche Fragestellungen bearbeitet werden können. Da diese Daten über mehrere Jahrgänge vorliegen, können damit zeitliche Entwicklungen, wie z.B. die Verbreitung neuer Behandlungsmethoden, beschrieben werden. Daneben können auch Verbesserungspotentiale in der Versorgung aufgezeigt werden.

Die Vorteile der DRG-Daten liegen in der Vollständigkeit, dem Bevölkerungsbezug, den einheitlichen Regeln für die Datendokumentation und einer relativ weitreichenden Datenkontrolle. Daher lässt sich die Versorgungssituation im Krankenhaussektor anhand dieser Daten sehr gut abbilden. Ebenso wie andere Datenquellen, die für die Versorgungsforschung genutzt werden, haben auch die DRG-Daten spezifische Besonderheiten und Einschränkungen. Eine Auseinandersetzung mit den Eigenschaften der verwendeten Daten ist notwendig, um diese im Studiendesign und bei der Interpretation und Diskussion von Ergebnissen angemessen berücksichtigen zu können.

Abstract

In Germany, the introduction of a reimbursement system for inpatient services based on Diagnosis Related Groups (DRG) provided the availability of comprehensive medical information in hospital administrative data. As this system includes all patients and all payers the national DRG data represent a complete registry of inpatient episodes in German acute care hospitals.

The German national DRG database is available for research purposes. As these data illustrate hospital care under real-world conditions without additional data collection efforts their availability provides new opportunities for health services research in Germany. However, significance and reliability of analyses based on administrative hospital data crucially depend on accurate operationalization of the research question considering the available data fields and the context of data collection.

Within the present cumulative dissertation the characteristics of the German DRG data are described. Examples for health services research based on these data are given by three published papers. By analyzing hospital care for stroke patients the first paper demonstrates how DRG data can be used to illustrate burden and quality of care. The second paper gives an example for the evaluation of changes within the health care system by analyzing the impact of financing of stroke units on the provision of this service by hospitals and changes in in-hospital mortality of stroke patients after stroke unit implementation. The third paper aimed to assess the development of data quality over time by studying trends in secondary diagnosis coding and the consequent implications for research based on administrative hospital data.

These papers demonstrate that the nationwide German DRG data are an important data source and provide numerous opportunities for health services research in Germany. Since these data are available for several years they can be used to study temporal trends, e.g. regarding the spread of new treatment options. Moreover, analyses of these data help to indicate potential for health care improvement.

The strength of the German DRG data is their completeness. Thus, analyses of these data are population-based. Due to uniform regulations for coding patterns of hospital care can be reliably illustrated. However, similar to other data sources used for health services research the German DRG data have specific characteristics and limitations, which have to be considered within the study design, as well as within the interpretation and discussion of study results.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Eigenschaften von Krankenhausabrechnungsdaten	2
2.1	Rechtliche Grundlagen und Datenfluss	2
2.2	Datenstruktur	3
2.3	Kontext der Datenerhebung	4
2.4	Besonderheiten bei der wissenschaftlichen Auswertung von DRG-Daten	5
3	Beispiele zur Verwendung von Krankenhausabrechnungsdaten in der Versorgungsforschung	7
3.1	Beschreibung der Versorgungssituation	7
	<i>Manuskript 1: Trends in der akutstationären Schlaganfallversorgung in Deutschland – Eine Beobachtungsstudie mit Krankenhausabrechnungsdaten von 2005 bis 2010</i>	7
3.2	Evaluation von Änderungen im Vergütungssystem	8
	<i>Manuskript 2: Stroke Unit Care and Trends of In-hospital Mortality in Germany 2005-2010</i>	8
3.3	Bewertung der Datenqualität	9
	<i>Manuskript 3: Disease-Specific Trends of Comorbidity Coding and Implications for Risk Adjustment in Hospital Administrative Data</i>	9
4	Diskussion	10
5	Schlussfolgerung	13
	Literaturverzeichnis	15
	Anhang: Volltexte der Manuskripte	17

Nimptsch U, Mansky T. Trends in acute inpatient stroke care in Germany – an observational study using administrative hospital data from 2005-2010. *Dtsch Arztebl Int* 2012; 109(51-52):885-92. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2012.0885>

Nimptsch U, Mansky T. Stroke unit care and trends of in-hospital mortality for stroke in Germany 2005-2010. *Int J Stroke* 2014; 9(3):260-5. <https://doi.org/10.1111/ijss.12193>

Nimptsch U. Disease-Specific Trends of Comorbidity Coding and Implications for Risk Adjustment in Hospital Administrative Data. *Health Serv Res* 2016; 51(3):981-1001. <https://doi.org/10.1111/1475-6773.12398>

1 Einleitung

Seitdem die akutstationären Krankenhausleistungen in Deutschland auf der Grundlage des fallpauschalierenden Vergütungssystems der Diagnosis Related Groups (DRG) vergütet werden, sind in den administrativen Datenbeständen der deutschen Krankenhäuser umfassende medizinische Informationen verfügbar. Zum Zwecke der Rechnungslegung gegenüber den Kostenträgern werden für jeden stationären Krankenhausfall medizinische, demografische und administrative Merkmale standardisiert erfasst. Da die Abrechnung nach dem DRG-System für nahezu alle Patienten und alle Krankenhäuser zur Anwendung kommt, liegt mit den sogenannten DRG-Daten eine Vollerhebung des akutstationären Versorgungsgeschehens in deutschen Krankenhäusern vor.

Die DRG-Daten sind für wissenschaftliche Zwecke zugänglich. Da diese Daten die Versorgungsrealität abbilden und ohne zusätzlichen Erhebungsaufwand analysiert werden können, haben sich daraus neue Möglichkeiten für die Versorgungsforschung ergeben. Die Aussagekraft von Analysen dieses Datenbestandes hängt jedoch entscheidend von der Operationalisierung der jeweiligen Fragestellung unter Berücksichtigung der verfügbaren Dateninhalte und des Erhebungskontextes ab.

Die vorliegende kumulative Dissertation beschreibt die Eigenschaften der DRG-Daten und demonstriert anhand bereits publizierter Analysen, wie diese zur Bearbeitung von Fragestellungen der Versorgungsforschung genutzt werden können. Das erste Manuskript zeigt bezogen auf die akutstationäre Schlaganfallbehandlung, wie die Entwicklung der Versorgungslast und der Versorgungsqualität beschrieben werden kann (Nimptsch und Mansky 2012). Als Beispiel für die Evaluation neuer Versorgungsstrukturen wird im zweiten Manuskript der Einfluss der Finanzierung der Stroke-Unit Behandlung auf die Verbreitung von Stroke-Units an den Krankenhäusern und auf die Entwicklung der Sterblichkeit bei Schlaganfallpatienten nach Einführung von Stroke-Units betrachtet (Nimptsch und Mansky 2014). Im dritten Manuskript wird die Entwicklung der DRG-Daten am Beispiel der Nebendiagnosenkodierung untersucht, um die Datenqualität im zeitlichen Verlauf und deren Einfluss auf die Auswertungsmöglichkeiten zu bewerten (Nimptsch 2016).

2 Eigenschaften von Krankenhausabrechnungsdaten

2.1 Rechtliche Grundlagen und Datenfluss

In den Jahren 2003 und 2004 wurde zur Vergütung der akutstationären Krankenhausleistungen in Deutschland das fallpauschalierende Vergütungssystem der Diagnosis Related Groups (DRG) eingeführt. In diesem Vergütungssystem wird ein Krankenhausfall auf der Grundlage von Diagnosen, Prozeduren, administrativen und demografischen Merkmalen und weiteren Informationen in eine Fallpauschale eingruppiert, die die Höhe des Entgeltes bestimmt. Dies hat zur Folge, dass die genannten Informationen Bestandteil der Rechnung für einen Krankenhausfall sind und standardisiert elektronisch erfasst werden müssen. Die Abrechnungsbestimmungen des DRG-Systems sind auf der Grundlage des § 17b Abs. 1 und 3 des Krankenhausfinanzierungsgesetzes (KHG) im Krankenhausentgeltgesetz (KHEntgG) und in der Vereinbarung zum Fallpauschalensystem der Krankenhäuser (Fallpauschalenvereinbarung, FPV) konkretisiert. Der Rechnungs- und Zahlungsverkehr mit den gesetzlichen Krankenkassen wird über das Datenaustauschverfahren gemäß § 301 Sozialgesetzbuch Fünftes Buch (SGB V) abgewickelt.

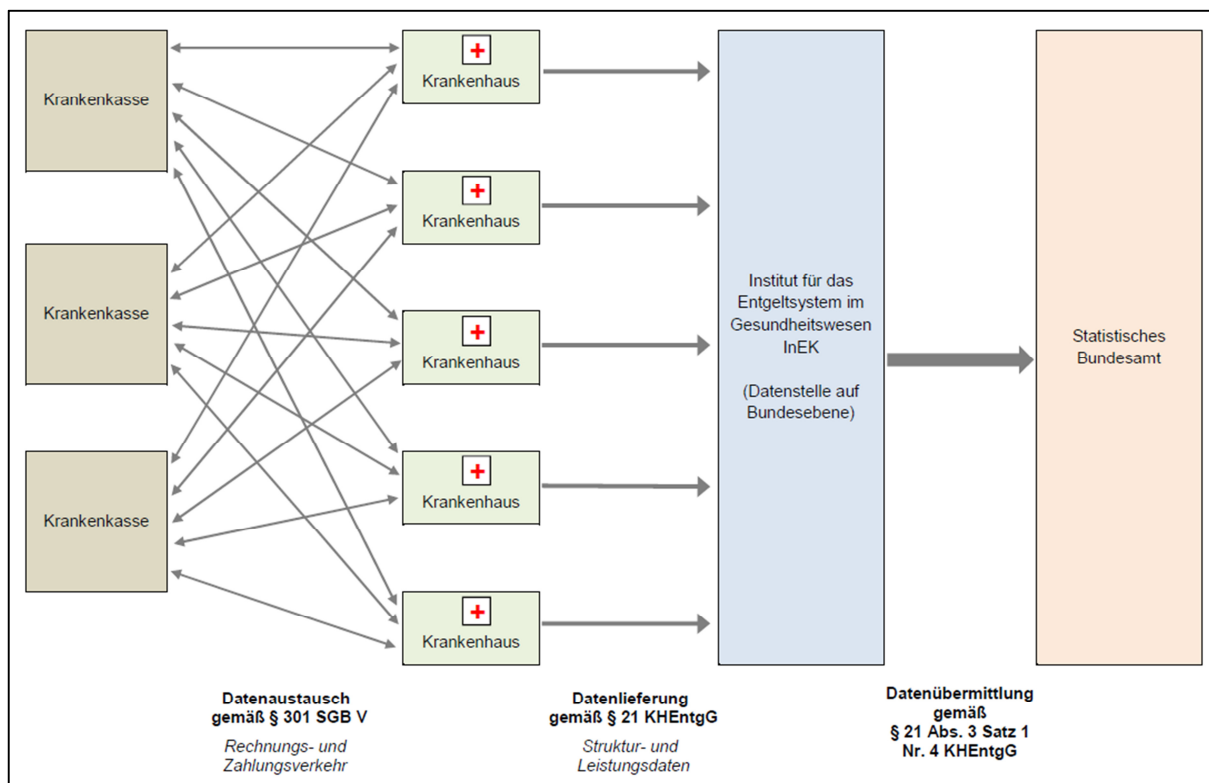
Im Unterschied zu anderen Industrienationen ist das DRG-System in Deutschland nicht auf bestimmte Versicherungsarten oder Patientengruppen beschränkt und bezieht sich auf alle Krankenhäuser im Anwendungsbereich des § 1 KHEntgG. Mit Ausnahme der psychiatrischen und psychosomatischen Versorgung und zahlenmäßig wenig bedeutsamen weiteren Ausnahmen¹ werden alle akutstationären Krankenhausleistungen nach diesem Entgeltsystem abgerechnet. Im internationalen Sprachgebrauch handelt es sich damit um ein „All-Patient/All-Payer“ System.

Gemäß § 21 KHEntgG übermitteln die Krankenhäuser einmal jährlich ihre Abrechnungsdaten an das Institut für das Entgeltsystem im Krankenhaus (InEK), das mit der Einführung, Weiterentwicklung und Pflege des DRG-Vergütungssystems beauftragt ist. Die Datenlieferung erfolgt in einem definierten Datenformat und umfasst neben den Strukturdaten des Krankenhauses die vollständigen fallbezogenen Abrechnungsdaten. Erstmalig fand diese Datenübermittlung für das Datenjahr 2002 statt.

Seit dem Jahr 2007 ist das Statistische Bundesamt auf der Grundlage des § 28 Abs. 4 KHG ermächtigt, die Daten nach § 21 KHEntgG zur Erstellung von Bundesstatistiken verwenden. Dafür leitet das InEK ein ausgewähltes Merkmalspektrum an das Statistische Bundesamt weiter. Die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder stellen die Mikrodaten der sogenannten DRG-Statistik ab dem Datenjahr 2005 für wissenschaftliche Auswertungen zur Verfügung (Nimptsch et al. 2014).

Der Datenfluss der Krankenhausabrechnungsdaten ist in Abbildung 1 schematisch dargestellt.

¹ Ausgenommen von der Abrechnung nach dem DRG-System sind Behandlungen von Angehörigen der Bundeswehr in Bundeswehrkrankenhäusern, Behandlungen zu Lasten der gesetzlichen Unfallversicherung in Krankenhäusern der Berufsgenossenschaften, sowie Behandlungen in Krankenhäusern im Straf- oder Maßregelvollzug und Polizeikrankenhäusern.

Abb. 1 Datenfluss der Krankenhausabrechnungsdaten

Eigene Darstellung.

2.2 Datenstruktur

Das Verfahren für die Datenübermittlung an das InEK ist in der Vereinbarung über die Übermittlung von DRG-Daten nach § 21 Abs. 4 und Abs. 5 KHEntgG, die zwischen den gesetzlichen Krankenkassen, dem Verband der privaten Krankenversicherung und der deutschen Krankenhausgesellschaft geschlossen wurde, festgelegt. In der Anlage dieser Vereinbarung sind die Datenfelder und die im Datenaustausch verwendeten Schlüssel beschrieben.

Zur wissenschaftlichen Nutzung beim Statistischen Bundesamt steht ein Auszug der medizinischen Daten des Behandlungsfalls zur Verfügung. Neben demografischen Angaben (z.B. Alter bei Aufnahme, Geschlecht, Kreiskennzeichen des Patientenwohnortes) sind darin verschiedene administrative Informationen enthalten. Diese umfassen u.a. den Aufnahmeanlass (z.B. Einweisung, Notfall, Verlegung aus einem anderen Krankenhaus) und die Entlassungsart (z.B. regulär entlassen, verlegt oder verstorben), die Art der behandelnden Fachabteilung/-en und die Anzahl der Belegungstage. Als Belegungstage werden der Aufnahmetag, sowie jeder weitere Tag des Krankenhausaufenthalts ohne den Entlassungs- oder Verlegungstag gezählt (§ 1 Abs. 7 FPV). Haupt- und Nebendiagnosen sind nach der International Classification of Diseases, German Modification (ICD-10-GM), Prozeduren nach dem Operationen- und Prozedurenschlüssel (OPS) kodiert. Daneben sind bestimmte weitere medizinische Angaben enthalten, die zur Ermittlung der DRG-Fallpauschale notwendig sind. Dabei handelt es sich um die Anzahl der Stunden maschineller Beatmung bzw. das Aufnahmegewicht bei Neugeborenen. Das behandelnde Krankenhaus lässt sich

über das Institutionskennzeichen abgrenzen, sodass krankenhausbegogene Auswertungen prinzipiell möglich sind. Aus Datenschutzgründen dürfen jedoch einzelne Krankenhäuser nicht offen gelegt und auch anonymisierte Ergebnisse einzelner Krankenhäuser nicht ausgewiesen werden (Statistisches Bundesamt 2015). Es ist jedoch möglich, Krankenhäuser mit bestimmten Merkmalen zu identifizieren und zu Gruppen zusammenzufassen, um so Ergebnisse auf der Ebene von Krankenhausgruppen darzustellen.

Die Bezugsgröße in den Daten ist jeweils der Krankenhausfall, also eine Behandlungsepisode von der Aufnahme bis zur Entlassung eines Patienten, für die eine Rechnung gestellt wird.

2.3 Kontext der Datenerhebung

Die Dokumentation der patientenbezogenen administrativen und medizinischen Daten in den Krankenhäusern erfolgt elektronisch in den Krankenhausinformationssystemen. Die medizinischen Inhalte, also insbesondere Diagnosen und Prozeduren, werden von den behandelnden Ärzten und Pflegekräften oder von speziell für diesen Zweck beschäftigten Kodierfachkräften dokumentiert (Grobe et al. 2014). Hierfür gelten einheitliche Kodierrichtlinien (DKG et al. 2015), die eine vergleichbare Dokumentation der entgeltrelevanten Behandlungsdaten gewährleisten sollen. Darin ist insbesondere definiert, nach welchen Kriterien Hauptdiagnose, Nebendiagnosen und signifikante Prozeduren verschlüsselt werden.

Die Dokumentation kann bereits während des Behandlungsprozesses erfolgen. Spätestens nach der Entlassung oder Verlegung eines Patienten werden die entgeltrelevanten Informationen zum Zwecke der Rechnungslegung vervollständigt. Insbesondere die Hauptdiagnose kann entsprechend ihrer Definition im deutschen DRG-System häufig erst dann festgelegt werden, wenn alle Befunde vorhanden sind.²

Die entgeltrelevanten Inhalte von Krankenhausabrechnungsdaten werden mehrfach geprüft. Im Vorfeld der Rechnungslegung prüft das krankenhauseinterne Medizincontrolling, das für das Erlösmanagement verantwortlich ist, die Vollständigkeit und Richtigkeit der Dokumentation. Nachdem die Rechnung übermittelt wurde, prüfen auch die Kostenträger die Datensätze auf ihre Plausibilität. In Verdachtsfällen werden gesonderte Prüfungen, z.B. durch den Medizinischen Dienst der Krankenkassen (MDK), anhand von Informationen aus der Krankenakte durchgeführt. Solche Prüfungen können dazu führen, dass eine Rechnung vom Krankenhaus storniert und in korrigierter Form erneut gestellt wird. Dies hat zur Folge, dass sich Krankenhausabrechnungsdaten auch nach der Entlassung des Patienten über einen längeren Zeitraum noch ändern können (Grobe et al. 2014). Im Jahr 2013 wurde der Anteil der stationären Krankenhausabrechnungen, die durch den Medizinischen Dienst der Krankenkassen einer Einzelfallprüfung unterzogen wurden, auf durchschnittlich 12% geschätzt (Auhuber und Hoffmann 2015).

² In den deutschen Kodierrichtlinien ist die Hauptdiagnose definiert als: „Die Diagnose, die nach Analyse als diejenige festgestellt wurde, die hauptsächlich für die Veranlassung des stationären Krankenhausaufenthaltes des Patienten verantwortlich ist.“ (DKG et al. 2015)

2.4 Besonderheiten bei der wissenschaftlichen Auswertung von DRG-Daten

Bei Krankenhausabrechnungsdaten handelt es sich um sogenannte Routinedaten, die zu administrativen Zwecken erhoben werden und deren Struktur und Inhalte diesem Erhebungszweck untergeordnet sind. Deshalb sind darin nicht notwendigerweise alle Informationen enthalten, die zur Beantwortung bestimmter wissenschaftlicher Fragestellungen notwendig sind. Im Vorfeld entsprechender Analysen muss deshalb geklärt werden, ob die erforderlichen Informationen aus den gegebenen Dateninhalten abgeleitet werden können.

So muss beispielsweise beachtet werden, welche Informationen sich in den Klassifikationssystemen für Diagnosen und Prozeduren abbilden lassen. Der Detaillierungsgrad von ICD-10-GM und OPS ist in den letzten Jahren stetig gestiegen. Dennoch können bei eher seltenen oder sehr speziellen Krankheitsbildern medizinisch vorkommende Diagnosen oder Prozeduren nur über einen zusammenfassenden Code klassifiziert und damit nicht eindeutig abgegrenzt werden. In periodenübergreifenden Betrachtungen muss außerdem die Veränderung und Weiterentwicklung der Klassifikationssysteme berücksichtigt werden (Mansky und Nimptsch 2010). Auswertbar sind somit prinzipiell nur solche Sachverhalte, die über die Klassifikationen auch identifizierbar sind.

Die Vollständigkeit und Richtigkeit einzelner Informationen hängt außerdem davon ab, ob für das Krankenhaus ein Anreiz zur vollständigen und richtigen Erfassung gegeben ist. So ist beispielsweise die Dokumentation der Hauptdiagnose zu 100% vollständig, da ohne diese keine DRG ermittelt und somit keine Rechnung für die Krankenhausleistung gestellt werden kann. Zusätzlich ist die Hauptdiagnose auch relevant für die Höhe des Entgeltes und damit häufig Gegenstand von sowohl internen als auch externen Prüfungen. Neben der Hauptdiagnose, die für jeden Krankenhausfall einmal vergeben wird, können mehrere Nebendiagnosen kodiert werden, die sowohl vorbestehende Begleiterkrankungen als auch im Behandlungsverlauf auftretende Komplikationen darstellen können.³ Die Entgeltrelevanz einer Nebendiagnose hängt davon ab, ob diese den Schweregrad der DRG steigern kann, was zu einem höheren Entgelt für die Krankenhausleistung führt. Daher ist davon auszugehen, dass entgeltrelevante Nebendiagnosen tendenziell vollständiger kodiert werden, als solche, die im Entgeltsystem unberücksichtigt sind. Daneben ist zu beachten, dass eine Nebendiagnose nur dann kodiert werden darf, wenn sie behandlungsrelevant ist, d.h. sie muss therapeutische oder diagnostische Maßnahmen oder einen erhöhten Betreuungs-, Pflege- und/oder Überwachungsaufwand verursachen (DKG et al. 2015). In Bezug auf die Prozedurenkodierung im Krankenhaus ist es wahrscheinlich, dass vergütungsrelevante Prozeduren wie Operationen, aber z.B. auch die Gabe von Medikamenten, für die ein Zusatzentgelt zur Abrechnung gebracht wird, vollständig dokumentiert werden (Mansky und Nimptsch 2010).

Krankenhausabrechnungsdaten sind fallbezogen und können anhand der derzeit für die wissenschaftliche Auswertung verfügbaren Merkmale nicht personenbezogen zusammengeführt werden. Dies hat zur Folge, dass mehrfache Krankenhausaufenthalte einer Person auch mehrfach gezählt werden, was insbesondere bei den überwiegend konservativ behandelten Krankheitsbildern zu einer Überschätzung der Krankheitsfälle führen kann.

³ In den deutschen Kodierrichtlinien ist die Nebendiagnose definiert als: „Eine Krankheit oder Beschwerde, die entweder gleichzeitig mit der Hauptdiagnose besteht oder sich während des Krankenhausaufenthaltes entwickelt.“ (DKG et al. 2015)

Aufgrund des Fallbezugs ist der Beobachtungszeitraum auf den Krankenhausaufenthalt begrenzt. Ein typischer Outcome-Parameter solcher Krankenhausfalldaten ist die Krankenhaussterblichkeit, die über den Entlassungsgrund „Tod“ operationalisiert wird (Nimptsch et al. 2014).

Da die DRG-Daten eine Vollerhebung der nach dem DRG-System abgerechneten Krankenhausfälle darstellen, sind sie in Bezug auf die meisten Krankheitsbilder bzw. Behandlungen in der akutstationären Versorgung als nahezu vollständig zu werten. Ein Bevölkerungsbezug kann z.B. durch die Berechnung von Raten pro 100.000 Einwohnern hergestellt werden. Aufgrund der Verfügbarkeit ähnlicher Datenbestände in anderen Industrienationen mit DRG- oder vergleichbaren Abrechnungssystemen sind auch internationale Vergleiche möglich. Dabei muss jedoch bedacht werden, dass diese Daten ausschließlich die vollstationäre Versorgung abbilden. Ambulante Krankenhausbehandlungen werden mit diesem Datenbestand nicht erfasst. Deshalb eignen sich die DRG-Daten insbesondere zur Untersuchung von Versorgungsleistungen, die vorwiegend stationär durchgeführt werden, wie die Behandlung schwerer akuter Erkrankungen (z.B. Herzinfarkt oder Schlaganfall) oder größere Operationen (Nimptsch et al. 2014). Bei kleineren Eingriffen, wie z.B. Herniotomien oder Varizenoperationen, ist zu beachten, dass diese auch ambulant und damit außerhalb des DRG-Abrechnungsbereiches durchgeführt werden können. Es muss hier im Rahmen der jeweiligen Fragestellung geklärt werden, ob und inwieweit diese Einschränkung im jeweiligen Kontext von Bedeutung ist.

Prinzipiell haben alle Datenquellen, die für die Versorgungsforschung genutzt werden, spezifische Besonderheiten und Einschränkungen. Eine Auseinandersetzung mit den Eigenschaften der verwendeten Daten ist immer notwendig, um diese ggf. im Studiendesign und bei der Interpretation und Diskussion von Ergebnissen angemessen berücksichtigen zu können (Nimptsch et al. 2016). Die im Folgenden dargestellten Manuskripte demonstrieren, wie Fragestellungen der Versorgungsforschung unter Berücksichtigung der durch die spezifischen Eigenschaften der DRG-Daten gegebenen Möglichkeiten operationalisiert und bearbeitet werden können.

3 Beispiele zur Verwendung von Krankenhausabrechnungsdaten in der Versorgungsforschung

3.1 Beschreibung der Versorgungssituation

Manuskript 1: Trends in der akutstationären Schlaganfallversorgung in Deutschland – Eine Beobachtungsstudie mit Krankenhausabrechnungsdaten von 2005 bis 2010

Autoren: Ulrike Nimptsch, Thomas Mansky

Publiziert in: Deutsches Ärzteblatt International 2012, 109(51-52): 885-892;
<https://doi.org/10.3238/arztebl.2012.0885>

Copyright: Deutscher Ärzte-Verlag

Hintergrund Die Betrachtung von Hospitalisierungs- und Sterblichkeitsdaten kann Rückschlüsse auf die Versorgung von Schlaganfallpatienten ermöglichen.

Methode Untersucht wurden die nach dem DRG- (Diagnosis Related Groups) System abgerechneten akutstationären Behandlungsfälle der Jahrgänge 2005 bis 2010 mit Schlaganfallhauptdiagnose und einem Alter >19 Jahre. Aus anderen Akutkrankenhäusern zuverlegte Behandlungsfälle wurden ausgeschlossen. Betrachtet wurden jährliche Hospitalisierungsraten, Patienten- und Klinikcharakteristika, Versorgungsmerkmale und die Krankenhaussterblichkeit.

Ergebnisse Die jährliche Anzahl der abgerechneten akutstationären Schlaganfallbehandlungen betrug etwa 235.000 (2005) bis 243.000 (2010). Standardisiert auf die Bevölkerungsstruktur 2005 wurde ein Rückgang der Hospitalisierungsrate von 357 auf 336 Fälle pro 100.000 Einwohner im Jahr 2010 beobachtet. Die Rückgänge entfielen auf die höheren Altersgruppen. Bei den Männern sanken die Raten ab 60 Jahren, bei den Frauen ab 70 Jahren. Der Anteil der Patienten mit Stroke-Unit-Behandlung (Komplexbehandlung gemäß Operationen- und Prozedurenschlüssel [OPS]), stieg von 15% auf 52%. Der Anteil der systemischen Thrombolysen bei Hirninfarktpatienten stieg von 2,4% auf 8,9%. Die Krankenhaussterblichkeit sank von 11,9% im Jahr 2005 auf 9,5% im Jahr 2010 (das standardisierte Sterblichkeitsverhältnis 2005 versus 2010 betrug 0,79).

Schlussfolgerung In den höheren Altersgruppen waren die Hospitalisierungsraten im Untersuchungszeitraum rückläufig. Als ein Grund hierfür wäre eine Auswirkung verbesserter Primär- und/oder Sekundärprävention bei älteren Menschen denkbar. Außerdem deuten die Ergebnisse auf eine spezifischere Versorgung des Schlaganfalls hin. Der Rückgang der Krankenhaussterblichkeit könnte damit im Zusammenhang stehen.

3.2 Evaluation von Änderungen im Vergütungssystem

Manuskript 2: Stroke Unit Care and Trends of In-hospital Mortality in Germany 2005-2010

Autoren: Ulrike Nimptsch, Thomas Mansky

Publiziert in: International Journal of Stroke 2014, 9(3):260-265;
<https://doi.org/10.1111/ijis.12193>

Copyright: John Wiley & Sons, Inc.

Background In Germany, the financing of stroke unit care was implemented into the hospital reimbursement system in 2006. Since then, many acute care hospitals newly implemented stroke units. Simultaneous, in-hospital mortality for stroke declined.

Aims The study aims to analyze the association of mortality trends for stroke with the increasing provision of stroke unit care in German hospitals.

Methods Hospitalizations for acute stroke from 2005 to 2010 are identified in the nationwide German Diagnosis Related Groups statistics. Trends of risk-adjusted in-hospital mortality are studied stratified by existence of a stroke unit in the admitting hospital, as well as stratified by cohorts of hospitals defined by the respective period of stroke unit implementation.

Results Overall, mortality in patients admitted to stroke unit hospitals is lower (crude 9.2%; adjusted 9.8%) compared to patients admitted to non-stroke unit hospitals (12.7%; 11.6%). The longitudinal analysis revealed a general secular trend of declining mortality in all cohorts of hospitals. However, while all stroke unit-providing hospital cohorts converge to a quite similar level of mortality in 2010, mortality in hospitals without stroke unit remains significantly higher. Reduction of mortality in hospitals with early provision of stroke unit care seems to be attributable to the secular trend. A reduction of mortality exceeding the secular trend was observed in hospitals with late stroke unit implementation.

Conclusions The earlier stroke unit implementations might represent rather 'formal' inceptions in experienced hospitals with preexisting appropriate stroke care, whereas late implementations seem to have caused extra improvements. Overall, stroke patients are more likely to survive when admitted to an stroke unit-providing hospital. A more stringent assignment of acute stroke patients to stroke unit-providing hospitals could possibly further reduce stroke mortality in Germany.

3.3 Bewertung der Datenqualität

Manuskript 3: Disease-Specific Trends of Comorbidity Coding and Implications for Risk Adjustment in Hospital Administrative Data

Autorin: Ulrike Nimptsch

Publiziert in: Health Services Research 2016; 51(3):981-1001;

<https://doi.org/10.1111/1475-6773.12398>

Copyright: John Wiley & Sons, Inc.

Objective To investigate changes in comorbidity coding after the introduction of Diagnosis Related Groups (DRG) based prospective payment and whether trends differ regarding specific comorbidities.

Data sources Nationwide administrative data (DRG statistics) from German acute care hospitals from 2005 to 2012.

Study design Observational study to analyze trends in comorbidity coding in patients hospitalized for common primary diseases and the effects on comorbidity-related risk of in-hospital death.

Extraction methods Comorbidity coding was operationalized by Elixhauser diagnosis groups. The analyses focused on adult patients hospitalized for the primary diseases of heart failure, stroke, and pneumonia, as well as hip fracture.

Principal findings When focusing the total frequency of diagnosis groups per record, an increase in depth of coding was observed. Between-hospital variations in depth of coding were present throughout the observation period. Specific comorbidity increases were observed in 15 out of the 31 diagnosis groups, and decreases in comorbidity were observed for 11 groups. In patients hospitalized for heart failure, shifts of comorbidity-related risk of in-hospital death occurred in 9 diagnosis groups, in which 8 groups were directed towards the null.

Conclusions Comorbidity-adjusted outcomes in longitudinal administrative data analyses may be biased by non-constant risk over time, changes in completeness of coding and between-hospital variations in coding. Accounting for such issues is important when the respective observation period coincides with changes in the reimbursement system or other conditions that are likely to alter clinical coding practice.

4 Diskussion

Ein Ziel der Versorgungsforschung ist es, die Versorgung unter Alltagsbedingungen zu untersuchen. In Bezug auf die Krankenhausversorgung des akuten Schlaganfalls war dies auch Gegenstand der Fragestellung von Manuskript 1. Hierbei bestand die methodische Herausforderung darin, die akutstationäre Versorgungslast, die durch Schlaganfallereignisse verursacht wird, möglichst unverzerrt darzustellen. Dabei musste berücksichtigt werden, dass in fallbezogenen Krankenhausabrechnungsdaten mehrfache Krankenhausaufenthalte einer Person nicht identifiziert werden können. Gerade bei der Behandlung des akuten Schlaganfalls kommt es jedoch häufig (in ca. 15% aller Fälle, vgl. Mansky et al. 2016, S. A-30) zu Verlegungen zwischen Krankenhäusern. Dies sind zum einen sogenannte Aufwärtsverlegungen, bei denen Patienten, die zunächst in Krankenhäusern der Grund- und Regelversorgung aufgenommen wurden, meist zeitnah in spezialisierte Krankenhäuser verlegt werden, die über die erforderliche Ausstattung (z.B. Neurochirurgie) verfügen. Zum anderen gibt es Verlegungen im Anschluss an die schlaganfallbezogene Akutbehandlung, meist zur Durchführung der Frührehabilitation, die in einigen Bundesländern im akutstationären Bereich angesiedelt ist. In beiden Fällen wird sowohl im verlegenden als auch im aufnehmenden Krankenhaus die Hauptdiagnose „akuter Schlaganfall“ vergeben, die nach den deutschen Kodierrichtlinien als Hauptdiagnose kodiert werden kann, solange der Patient eine fortgesetzte Behandlung des akuten Schlaganfalls und der unmittelbaren Folgen erhält (DKG et al. 2015, Nr. 0601i). Eine ungefilterte Zählung der schlaganfallbedingten Krankenhausbehandlungen über die Hauptdiagnose würde deshalb dazu führen, dass die Anzahl der Schlaganfälle aufgrund verlegungsbedingter Mehrfachzählungen überschätzt wird. Daher wurden für diese Analyse solche Behandlungsfälle ausgeschlossen, die aus einem anderen Krankenhaus zuverlegt wurden. Auf diese Weise wurden jeweils nur die Fälle im erstbehandelnden Krankenhaus betrachtet.

In den DRG-Daten kann ebenfalls nicht unterschieden werden, ob der Krankenhausaufenthalt einer Person auf einen erstmalig aufgetretenen Schlaganfall zurückzuführen ist, oder ob es sich dabei um ein Rezidiv handelt. Daher können diese Daten nicht zur Ermittlung der Inzidenz, also der Rate erstmalig aufgetretener Schlaganfälle, herangezogen werden. Aus der Versorgungsperspektive sind jedoch sowohl wiederkehrende als auch erstmalige Schlaganfallereignisse relevant, da beide Formen Krankenhausaufenthalte verursachen und damit zur Versorgungslast beitragen.

Ein Schwerpunkt dieser Arbeit lag auf der Untersuchung alters- und geschlechtsspezifischer Hospitalisierungsraten im Zeitverlauf. Dabei zeigte sich, dass die Hospitalisierungsraten bei älteren Personen rückläufig waren. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass sich die Primär- und/oder Sekundärprävention von Schlaganfällen bei älteren Personen verbessert haben könnte. Ein weiteres Ergebnis dieser Arbeit ist die sinkende Krankenhaussterblichkeit, die sich im Betrachtungszeitraum relativ um ca. 20% verringert hat. Derartige Entwicklungen lassen sich auch in anderen Industrienationen beobachten. Die Hinweise auf eine verbesserte Schlaganfallversorgung, die sich aus der deskriptiven Analyse z.B. im Hinblick auf eine zunehmende Versorgung mit Thrombolyse bei ischämischem Schlaganfall und eine zunehmende Stroke Unit Behandlung ergaben, führten zur Formulierung einer weiteren, sich daraus ergebenden Fragestellung, die Gegenstand des zweiten Manuskripts war.

Aus klinischen Studien und Beobachtungsstudien ist bekannt, dass bei Schlaganfallpatienten, die auf einer für die Schlaganfallversorgung spezialisierten Einheit (Stroke Unit) versorgt werden, bessere Behandlungsergebnisse erzielt werden. Bei der Stroke Unit handelt es sich um eine personal- und kostenaufwändige Form der Versorgung. Im deutschen DRG-System wird diese seit 2006 spezifisch finanziert, indem der erhöhte Aufwand über höher bewertete Fallpauschalen für Schlaganfallpatienten mit Stroke Unit Behandlung berücksichtigt wird. Dies hat dazu geführt, dass viele Krankenhäuser in den folgenden Jahren Stroke Units eingerichtet haben und ein zunehmender Anteil der Schlaganfallpatienten entsprechend versorgt wurde. Inwiefern diese Entwicklung mit der sinkenden Krankenhaussterblichkeit in Zusammenhang stehen könnte, war die Fragestellung von Manuskript 2.

Um dies zu untersuchen, wurden Kohorten von Krankenhäusern in Abhängigkeit vom Zeitpunkt der Einrichtung einer Stroke Unit gebildet. Dabei stellte die Nachverfolgung von Krankenhäusern eine methodische Herausforderung dar, da sich in einigen Fällen das Institutionskennzeichen, über das die Behandlungsfälle einem Krankenhaus zugeordnet werden können, im Zeitverlauf ändert. Solche Änderungen sind insbesondere durch Fusionen von Krankenhäusern bedingt (Nimptsch et al. 2016). Um den hiervon betroffenen Anteil der Fälle darzustellen und den möglichen Einfluss auf die Ergebnisse bewerten zu können, wurde eine Restgruppe gebildet. Darin wurden solche Behandlungsfälle zusammengefasst, die in einem Krankenhaus behandelt wurden, das keiner der zeitlich nachverfolgbaren Kohorte zugeordnet werden konnte.

In den Krankenhauskohorten wurde jeweils die Krankenhaussterblichkeit im Zeitverlauf beobachtet und verglichen. Dazu war es notwendig, eine ggf. unterschiedliche Verteilung von Patientenmerkmalen in den Krankenhauskohorten zu berücksichtigen, um mögliche daraus resultierende Verzerrungen zu kontrollieren. Die Auswahl der Merkmale, die zur Risikoadjustierung der Krankenhaussterblichkeit verwendet wurden, erfolgte unter Berücksichtigung der Besonderheiten der DRG-Daten. Als Verfahren für die Regressionsgleichung wurden generalisierte Schätzgleichungen verwendet, um die nicht-unabhängige Verteilung der Patienten auf die Krankenhäuser zur berücksichtigen.

Diejenigen Krankenhäuser, die bereits vor dem Jahr 2006 über eine Stroke Unit verfügten, stellten ebenso wie diejenigen Krankenhäuser ohne Stroke Unit im gesamten Beobachtungszeitraum die Kontrollgruppen dar, in denen sich die Versorgungsstrukturen nicht verändert hatten. In diesen beiden Kohorten zeigte sich jeweils ein Rückgang der Krankenhaussterblichkeit, wobei die Unterschiede zwischen den beiden Kohorten weitgehend unverändert blieben. In den anderen Kohorten wurde beobachtet, dass die Krankenhaussterblichkeit jeweils nach Einrichtung einer Stroke Unit stärker zurückging als in den beiden Kontrollgruppen. Am Ende des Beobachtungszeitraumes lag die Sterblichkeit in allen Krankenhauskohorten mit Stroke Unit auf einem ähnlichen Niveau, während die Sterblichkeit in Krankenhäusern ohne Stroke Unit deutlich höher war. Die stärksten Rückgänge in der Krankenhaussterblichkeit waren in den Krankenhäusern zu beobachten, die die Stroke Unit erst spät eingeführt hatten. Bei Betrachtung der Krankenhausmerkmale fiel auf, dass diese Krankenhäuser vergleichsweise geringere Schlaganfallbehandlungszahlen aufwiesen als diejenigen Kliniken, die bereits zu Beginn des Untersuchungszeitraumes über eine Stroke Unit verfügten.

Die Ergebnisse zeigten, dass die Einführung der Stroke Unit Behandlung in einem Krankenhaus im Mittel mit einer Senkung der Krankenhaussterblichkeit assoziiert war. Eine wirtschaftliche Erbringung dieser aufwändigen Versorgung ist jedoch nur bei angemessener Auslastung, d.h. mit entsprechend hohen Fallzahlen möglich. Aus versorgungspolitischer Sicht erscheinen daher weitere Neueinrichtungen von Stroke Units in Krankenhäusern mit eher geringer Anzahl an Schlaganfallpatienten nicht sinnvoll. Vielmehr müsste eine gezieltere Steuerung von Schlaganfallpatienten in Krankenhäuser mit entsprechendem Versorgungsangebot erfolgen, um die Behandlungsqualität weiter zu verbessern (Mansky et al. 2017). Die jährliche Auswertung der DRG-Daten zur Bereitstellung von Bundesreferenzwerten für die German Inpatient Quality Indicators hat ergeben, dass der Anteil der Schlaganfallpatienten mit Stroke Unit Behandlung, der im Jahr 2011 bei 48% lag (Mansky et al. 2013), bis zum Jahr 2014 auf 55% angestiegen ist (Mansky et al. 2016).

Das dritte Manuskript beschäftigte sich mit der eher methodischen Fragestellung der Entwicklung der Datenqualität im zeitlichen Verlauf. Die Ergebnisse der in den Manuskripten 1 und 2 beschriebenen Analysen gaben Hinweise darauf, dass sich im Zeitraum nach der DRG-Einführung die Kodierung von Nebendiagnosen verändert hat. Aufgrund der Entgeltrelevanz bestimmter Nebendiagnosen im DRG-System stellte sich die Frage, ob sich die Kodierung im Sinne einer Lernkurve verändert. Eine derartige Entwicklung kann einerseits zu einer besseren Datenqualität im Sinne von höherer Vollständigkeit der Kodierung führen (sogenanntes „Right-Coding“). Dagegen hätte jedoch eine Überkodierung von Nebendiagnosen („Upcoding“) negative Auswirkungen auf die Datenqualität, da dies – ebenso wie eine unvollständige Erfassung – zur Falsch-Klassifizierung von Risikofaktoren führen kann. Daher wurde in Manuskript 3 untersucht, in welche Richtung sich die Nebendiagnosenkodierung in Bezug auf bestimmte Begleiterkrankungen entwickelt hat.

Zur Operationalisierung der Begleiterkrankungen wurden die Elixhauser Diagnosegruppen herangezogen, die in der Versorgungsforschung häufig zur Risikoadjustierung verwendet werden. Die Elixhauser Diagnosegruppen umfassen 31 Gruppen von Nebendiagnosen, die über die entsprechenden ICD-Kodes definiert sind und einen Einfluss auf das Sterberisiko im Krankenhaus haben können (Lux et al. 2014).

Um die Entwicklung der Kodierung von Begleiterkrankungen im Zeitverlauf beurteilen zu können wurde nicht die Gesamtheit der Krankenhausfälle betrachtet, da dabei Verzerrungen aufgrund von sich ändernden Verteilungen und Häufigkeiten von Krankheitsbildern und Behandlungen zu erwarten gewesen wären. Stattdessen wurden vier häufige Krankheitsbilder ausgewählt, die vornehmlich bei älteren und häufig auch multimorbiden Personen auftreten. Wie auch in den vorangegangenen Arbeiten wurden dabei solche Patienten ausgeschlossen, die von einem anderen Akutkrankenhaus zuverlegt wurden, um jeweils die Patienten im erstbehandelnden Krankenhaus zu betrachten.

Die Ergebnisse zeigten – wenig überraschend – dass insgesamt die Anzahl der kodierten Nebendiagnosen im Betrachtungszeitraum zugenommen hatte. Bei der Betrachtung der Häufigkeit spezifischer Diagnosegruppen ließen sich jedoch unterschiedliche Entwicklungen beobachten. So konnten zunehmende Häufigkeiten der Kodierung in 15 Diagnosegruppen festgestellt werden, während die Kodierung von 11 weiteren Diagnosegruppen eher zurück ging. In fünf Diagnosegruppen zeigten sich keine oder wenig Veränderungen.

Um zu prüfen, ob sich die Entwicklungen in der Kodierung auf die Vorhersagekraft der Diagnosegruppen für das Sterberisiko im Krankenhaus ausgewirkt haben, wurden Regressionsgleichungen jeweils für das erste und das letzte Beobachtungsjahr berechnet und miteinander verglichen. Dabei wurden Hinweise für ein „Upcoding“ nur in einigen Diagnosegruppen gefunden. In den überwiegenden Diagnosegruppen waren die Veränderungen marginal, was darauf hindeutet, dass die Nebendiagnosenkodierung im Zeitverlauf eher vollständiger geworden ist.

5 Schlussfolgerung

Die bundesweiten fallbezogenen Abrechnungsdaten der deutschen Akutkrankenhäuser sind eine wichtige Datenquelle für die Versorgungsforschung. Anhand dieser Vollerhebung der akutstationären Behandlungsfälle in Krankenhäusern, die nach dem DRG-System abrechnen, können zahlreiche Fragestellungen der Versorgungsforschung bearbeitet werden. Da diese Daten über mehrere Jahrgänge vorliegen, können damit zeitliche Entwicklungen der Versorgungslast (Nimptsch und Mansky 2012, Wengler et al. 2014) sowie die Verbreitung neuer Behandlungsmethoden (Nimptsch und Mansky 2014, Freisinger et al. 2014, Reinöhl et al. 2015) im Verlauf beschrieben werden. Daneben können auch Verbesserungspotentiale in der Versorgung aufgezeigt werden, beispielsweise in Bezug auf die Umsetzung der gesetzlichen Mindestmengenregelung (Peschke et al. 2014, Nimptsch et al. 2016) oder die Patientensicherheit bei elektiven Operationen (Nimptsch und Mansky 2015). In Bezug auf potentiell vermeidbare Krankenhausaufenthalte können die DRG-Daten auch Hinweise auf die Qualität der ambulanten Versorgung liefern (Sundmacher et al. 2015).

Die Vorteile der DRG-Daten liegen in der Vollständigkeit, dem Bevölkerungsbezug und den einheitlichen Regeln für die Datendokumentation. Daher lässt sich die Versorgungssituation im Krankenhaussektor anhand dieser Daten sehr gut abbilden. Ebenso wie andere Datenquellen, die für die Versorgungsforschung genutzt werden, haben auch die DRG-Daten spezifische Besonderheiten und Einschränkungen. Deshalb muss im Vorfeld geprüft werden, ob eine Forschungsfrage auf der Grundlage dieser Daten bearbeitet werden kann. Gegebenenfalls muss die Forschungsfrage entsprechend der Auswertungsmöglichkeiten der DRG-Daten modifiziert werden. Grundsätzlich ist eine Auseinandersetzung mit den Eigenschaften der verwendeten Daten immer notwendig, um diese im Studiendesign und bei der Interpretation und Diskussion von Ergebnissen angemessen berücksichtigen zu können.

Literaturverzeichnis

Auhuber T, Hoffmann R. Medizincontrolling als medizinökonomisches Dienstleistungszentrum. *Unfallchirurg* 2015; 118(1): 71-75.

Deutsche Krankenhausgesellschaft (DKG), GKV-Spitzenverband, Verband der privaten Krankenversicherung (PKV), Institut für das Entgeltsystem im Krankenhaus (InEK GmbH). Deutsche Kodierrichtlinien. Allgemeine und Speziell Kodierrichtlinien für die Verschlüsselung von Krankheiten und Prozeduren. Version 2016. Düsseldorf: Deutsche Krankenhaus Verlagsgesellschaft 2015.

Freisinger E, Fuerstenberg T, Malyar NM, Wellmann J, Keil U, Breithardt G, Reinecke H. German nationwide data on current trends and management of acute myocardial infarction: discrepancies between trials and real-life. *Eur Heart J* 2014; 35(15): 979-988.

Grobe TG, Nimptsch U, Friedrich J. Krankenhausbehandlung. In: Swart E, Ihle P, Gothe H, Matusiewicz D (Hrsg.) Routinedaten im Gesundheitswesen. Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden und Perspektiven. Bern: Verlag Hans Huber 2014, 121-145.

Lux G, Biermann J, Dahl H, Matusiewicz D, Mostardt S, Nimptsch U, Wasem J, Walendzik A. Risikoadjustierung und Komorbiditäten. In: Swart E, Ihle P, Gothe H, Matusiewicz D (Hrsg.) Routinedaten im Gesundheitswesen. Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden und Perspektiven. Bern: Verlag Hans Huber 2014, 411-423.

Mansky T, Drohan D, Nimptsch U, Günster C. Eckdaten stationärer Versorgungsstrukturen für ausgewählte Krankheitsbilder in Deutschland. In: Dormann F, Klauber J (Hrsg.) Qualitätsmonitor 2017. Berlin: Medizinisch Wissenschaftliche Verlagsgesellschaft 2017, 165-215.

Mansky T, Nimptsch U, Cools A, Hellerhoff F. G-IQI | German Inpatient Quality Indicators. Version 5.0. - Band 2: Definitionshandbuch für das Datenjahr 2016. Berlin: Universitätsverlag der TU Berlin 2016.

Mansky T, Nimptsch U, Winklmeier C, Hellerhoff F. G-IQI | German Inpatient Quality Indicators. Version 4.0. - Band 3: Erläuterungen und Definitionshandbuch für das Datenjahr 2013. Berlin: Universitätsverlag der TU Berlin 2013.

Mansky T, Nimptsch U. Notwendigkeit eines ungehinderten Zugangs zu sozial- und krankheitsbezogenen Versichertendaten für die Bundesärztekammer und andere ärztliche Körperschaften sowie wissenschaftliche Fachgesellschaften zur Optimierung der ärztlichen Versorgung. Expertise im Rahmen der Förderinitiative zur Versorgungsforschung der Bundesärztekammer. Berlin: 2010. www.bundesaerztekammer.de/downloads/Datenzugang-2.pdf

Nimptsch U, Bestmann A, Erhart M, Dudey S, Marx Y, Saam J, Schopen M, Schröder H, Swart E. Zugang zu Routinedaten. In: Swart E, Ihle P, Gothe H, Matusiewicz D (Hrsg.) Routinedaten im Gesundheitswesen. Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden und Perspektiven. Bern: Verlag Hans Huber 2014, 270-290.

Nimptsch U, Mansky T. Deaths Following Cholecystectomy and Herniotomy: An Analysis of Nationwide German Hospital Discharge Data From 2009 to 2013. *Dtsch Arztebl Int* 2015; 112(31-32): 535-543.

- Nimptsch U, Mansky T. Stroke unit care and trends of in-hospital mortality for stroke in Germany 2005-2010. *Int J Stroke* 2014; 9(3): 260-265.
- Nimptsch U, Mansky T. Trends in acute inpatient stroke care in Germany – an observational study using administrative hospital data from 2005-2010. *Dtsch Arztebl Int* 2012; 109(51-52): 885-892.
- Nimptsch U, Peschke D, Mansky T. Mindestmengen und Krankenhaussterblichkeit – Beobachtungsstudie mit deutschlandweiten Krankenhausabrechnungsdaten von 2006 bis 2013. *Gesundheitswesen* 2016; DOI: 10.1055/s-0042-100731
- Nimptsch U, Wengler A, Mansky T. Kontinuität der Institutionskennzeichen in Krankenhausabrechnungsdaten – Analyse der bundesweiten DRG-Statistik 2005 bis 2013. *Z Evid Fortbild Qual Gesundhwes* 2016; im Druck.
- Nimptsch U. Disease-Specific Trends of Comorbidity Coding and Implications for Risk Adjustment in Hospital Administrative Data. *Health Services Research* 2016; 51(3): 981-1001.
- Nimptsch U. Leistungserbringerbezogene Merkmale. In: Swart E, Ihle P, Gothe H, Matusiewicz D (Hrsg.) *Routinedaten im Gesundheitswesen. Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden und Perspektiven*. Bern: Verlag Hans Huber 2014, 254-259.
- Peschke D, Nimptsch U, Mansky T. Umsetzung der Mindestmenvorgaben – Analyse der DRG-Daten: Eine retrospektive Studie der Jahre 2005 bis 2011. *Dtsch Arztebl Int* 2014; 111(33-34): 556-563.
- Reinöhl J, Kaier K, Reinecke H, Schmoor C, Frankenstein L, Vach W, Cribier A, Beyersdorf F, Bode C, Zehender M. Effect of Availability of Transcatheter Aortic-Valve Replacement on Clinical Practice. *N Engl J Med* 2015; 373(25): 2438-2447.
- Statistisches Bundesamt. Fallpauschalenbezogene Krankenhausstatistik (DRG-Statistik). Qualitätsbericht. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt 2013.
https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Qualitaetsberichte/Gesundheitswesen/FallpauschaleKrankenhausstatistik.pdf?__blob=publicationFile (Zugriff am 15.03.2016)
- Statistisches Bundesamt. Fallpauschalenbezogene Krankenhausstatistik (DRG-Statistik). Datensatzbeschreibung. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt 2015.
http://www.forschungsdatenzentren.de/bestand/drg/fdz_drg_datensatzbeschreibung.pdf (Zugriff am 15.03.2016)
- Sundmacher L, Fischbach D, Schuettig W, Naumann C, Augustin U, Faisst C. Which hospitalisations are ambulatory care-sensitive, to what degree, and how could the rates be reduced? Results of a group consensus study in Germany. *Health Policy* 2015; 119(11): 1415-1423.
- Wengler A, Nimptsch U, Mansky T. Hüft- und Kniegelenkersatz in Deutschland und den USA: Auswertung deutscher und US-amerikanischer Krankenhauseinzelfalldaten von 2005 bis 2011. *Dtsch Arztebl Int* 2014; 111(23-24): 407-416.

Anhang: Volltexte der Manuskripte

Nimptsch U, Mansky T. Trends in acute inpatient stroke care in Germany – an observational study using administrative hospital data from 2005-2010. Dtsch Arztebl Int 2012; 109(51-52):885-92. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2012.0885>

Nimptsch U, Mansky T. Stroke unit care and trends of in-hospital mortality for stroke in Germany 2005-2010. Int J Stroke 2014; 9(3):260-5. <https://doi.org/10.1111/ijss.12193>

Nimptsch U. Disease-Specific Trends of Comorbidity Coding and Implications for Risk Adjustment in Hospital Administrative Data. Health Serv Res 2016; 51(3):981-1001. <https://doi.org/10.1111/1475-6773.12398>

ORIGINALARBEIT

Trends in der akutstationären Schlaganfallversorgung in Deutschland

Eine Beobachtungsstudie mit Krankenhausabrechnungsdaten von 2005–2010

Ulrike Nimptsch, Thomas Mansky

ZUSAMMENFASSUNG

Hintergrund: Die Betrachtung von Krankenhausabrechnungsdaten kann Rückschlüsse auf die Versorgung von Schlaganfallpatienten ermöglichen.

Methode: Untersucht wurden die nach dem DRG(Diagnosis Related Groups)-System abgerechneten akutstationären Behandlungsfälle der Jahrgänge 2005 bis 2010 mit Schlaganfallhauptdiagnose und einem Alter > 19 Jahre. Aus anderen Akutkrankenhäusern zuverlegte Behandlungsfälle wurden ausgeschlossen. Betrachtet wurden jährliche Hospitalisierungsraten, Patienten- und Klinikcharakteristika, Versorgungsmerkmale und die Krankenhaussterblichkeit.

Ergebnisse: Die jährliche Anzahl der akutstationären Schlaganfallbehandlungen betrug etwa 235 000 (2005) bis 243 000 (2010). Standardisiert auf die Bevölkerungsstruktur 2005 wurde ein Rückgang der Hospitalisierungsrate von 357 auf 336 Fälle pro 100 000 Einwohner im Jahr 2010 beobachtet. Die Rückgänge entfielen auf die höheren Altersgruppen. Bei den Männern sanken die Raten ab 60 Jahren, bei den Frauen ab 70 Jahren. Der Anteil der Patienten mit Stroke-Unit-Behandlung (Komplexbehandlung gemäß Operationen- und Prozedurenschlüssel [OPS]) stieg von 15 % auf 52 %. Der Anteil der systemischen Thrombolyse bei Hirninfarktpatienten stieg von 2,4 % auf 8,9 %. Die Krankenhaussterblichkeit sank von 11,9 % im Jahr 2005 auf 9,5 % im Jahr 2010 (das standardisierte Sterblichkeitsverhältnis 2005 versus 2010 betrug 0,79).

Schlussfolgerung: In den höheren Altersgruppen waren die Hospitalisierungsraten im Untersuchungszeitraum rückläufig. Als ein Grund hierfür wäre eine Auswirkung verbesserter Primär- und/oder Sekundärprävention bei älteren Menschen denkbar. Außerdem deuten die Ergebnisse auf eine spezifischere Versorgung des Schlaganfalls hin. Der Rückgang der Krankenhaussterblichkeit könnte damit im Zusammenhang stehen.

► Zitierweise

Nimptsch U, Mansky T: Trends in acute inpatient stroke care in Germany—an observational study using administrative hospital data from 2005–2010. *Dtsch Arztebl Int* 2012; 109(51–52): 885–92. DOI: 10.3238/arztebl.2012.0885

Die Versorgung der Schlaganfallerkrankungen stellt angesichts der demografischen Entwicklung und der wirtschaftlichen Bedeutung aufgrund der hohen Behandlungs- und Folgekosten eine wesentliche Herausforderung für das deutsche Gesundheitssystem dar. Bisherige Versorgungsanalysen beruhen meist auf Registerdaten (1, 2). Diese können jedoch nur die Situation in den jeweiligen Registerregionen beziehungsweise den teilnehmenden Einrichtungen abbilden und sind bezüglich Aussagen über die Gesamtversorgungssituation auf Hochrechnungen angewiesen. Entsprechendes gilt auch für Versorgungsstudien auf der Grundlage von Krankenkassendaten (3, 4). Diese berücksichtigen zwar, sofern es sich um überregional tätige Krankenkassen handelt, die Versorgung im gesamten Bundesgebiet, sind jedoch auf eine bestimmte, durch die Kassenzugehörigkeit definierte Population beschränkt.

Die vorliegende Arbeit untersucht die Versorgung von Schlaganfallpatienten in deutschen Akutkrankenhäusern anhand der Abrechnungsdaten aller Krankenhäuser, die nach dem DRG(Diagnosis Related Groups)-System abrechnen. Sie bezieht sich damit auf die gesamte Bevölkerung, unabhängig von der Versicherungsart. Da die Daten mittlerweile für 6 Jahrgänge zur Verfügung stehen, können zeitliche Entwicklungen analysiert werden.

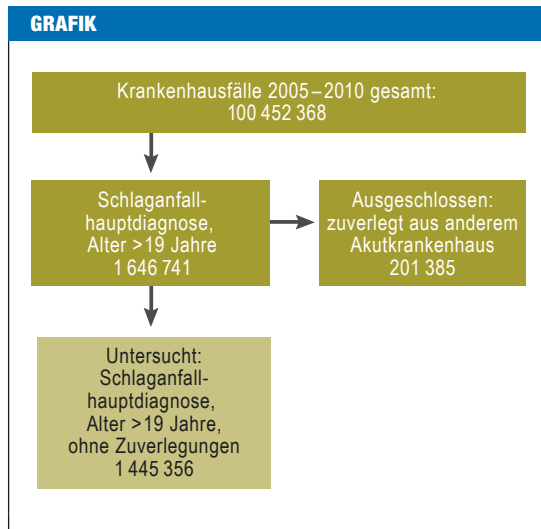
Methode

Untersucht wurde die DRG-Statistik der Forschungsdatenzentren der statistischen Ämter des Bundes und der Länder für die Datenjahre 2005 bis 2010 (5) (*eMethodenteil*). Diese umfasst alle nach dem DRG-System abgerechneten Krankenhausfälle (circa 94 % aller akutstationären Krankenhausfälle (6, 7) und enthält unter anderem Angaben zum Alter und Geschlecht, zu Diagnosen und Prozeduren, zum Aufnahmeanlass und Entlassungsgrund der behandelten Patienten. Kliniken können als Analyseeinheiten abgegrenzt werden.

Einbezogen wurden Behandlungsfälle mit einem Alter > 19 Jahre und mit den Hauptdiagnosen Hirninfarkt, intrazerebrale Blutung, Subarachnoidalblutung oder nicht näher bezeichneter Schlaganfall, die über die Kodierung nach der deutschen Version der International Classification of Diseases (ICD-10) identifiziert wurden (Kodes I60,

Fachgebiet Strukturentwicklung und Qualitätsmanagement im Gesundheitswesen, Technische Universität Berlin; Ulrike Nimptsch, Prof. Dr. med. Mansky

Auswahl der in die Untersuchung einbezogenen Behandlungsfälle aus den deutschen Gesamtdaten



I61, I63 und I64). Um nur den Aufenthalt im erstbehandelnden Krankenhaus zu betrachten, wurden aus einem anderen Akutkrankenhaus zuverlegte Behandlungsfälle ausgeschlossen (*Grafik*). Aufgrund des fehlenden Personenbezugs kann nicht zwischen erstmaligen und wiederkehrenden Schlaganfallereignissen unterschieden werden. Somit beziehen sich die Analysen auf die Gesamtheit von erstmaligen Schlaganfällen und Rezidiven.

Kliniken mit Stroke Unit wurden über die entsprechenden OPS-Komplexbehandlungen (OPS = Operationen- und Prozedurenschlüssel) identifiziert. Bei Kliniken mit jährlich mindestens zehn abgerechneten Stroke-Unit-Behandlungen wurde auf ein entsprechendes Versorgungsangebot geschlossen.

Es wurden jährliche Hospitalisierungsraten – bezogen auf die jeweilige Wohnbevölkerung des betrachteten Jahres (9) – berechnet. Ausgewiesen werden

- rohe Raten
- direkt standardisierte Raten auf der Basis der Verteilung nach Geschlecht und 5-Jahres-Altersgruppen des Jahres 2005
- alters- und geschlechtsspezifische Raten für 10-Jahres-Altersgruppen.

Zur Berechnung der Krankenhaussterblichkeit wurden demografische Veränderungen mittels indirekter Standardisierung nach 5-Jahres-Altersgruppen und Geschlecht kontrolliert, wobei die Sterblichkeitsverteilung des Jahres 2005 als Referenz herangezogen wurde. Dargestellt wird das standardisierte Sterblichkeitsverhältnis (Standardized Mortality Ratio, SMR). Zur Beurteilung temporaler Trends wurden anhand linearer Regressionsverfahren zweiseitige p-Werte berechnet. Die Analysen wurden mit SAS Version 9.1 ausgeführt. Eine ausführliche Beschreibung der Methoden ist im *eMethodenteil* zu finden.

Ergebnisse

Hospitalisierungsraten

Für den Zeitraum von 2005 bis 2010 wurden kumuliert 1 445 356 Krankenhausfälle mit Schlaganfallhaupt-

diagnose, Alter über 19 Jahre und Aufnahme „von außen“ (das heißt nicht aus einem anderen Akutkrankenhaus zuverlegt) identifiziert. Die jährliche Anzahl der akutstationären Schlaganfallbehandlungen betrug etwa 235 000 (2005) bis 243 000 (2010). Dies entspricht Raten von 357 bis 365 pro 100 000 Einwohnern.

Bezogen auf die rohe Hospitalisierungsraten pro 100 000 Einwohner zeigte sich im Betrachtungszeitraum kein signifikanter Trend. Standardisiert auf die Bevölkerungsstruktur 2005 wurde ein Rückgang von 357 auf 336 Fälle pro 100 000 Einwohner beobachtet.

Bei Betrachtung der alters- und geschlechtsspezifischen Raten wurden signifikante Rückgänge in den höheren Altersgruppen sichtbar. Bei Männern sanken die Raten pro 100 000 Einwohner in den Altersgruppen ab 60 Jahren, bei Frauen in den Altersgruppen ab 70 Jahren. Abgesehen von der Gruppe der 70- bis 79-jährigen Frauen setzte dieser Rückgang erst ab dem Jahr 2006 ein.

In den jüngeren Altersgruppen zeigten die Raten im Betrachtungszeitraum keinen Trend (*Tabelle 1*).

Patientencharakteristika

Der Anteil der über 85-jährigen Schlaganfallpatienten nahm im Betrachtungszeitraum kontinuierlich zu, von 15,7 % im Jahr 2005 auf 18,6 % im Jahr 2010. Der Anteil der Frauen ging von 52,9 % auf 51 % zurück.

Der Anteil der Hospitalisierungen mit Hauptdiagnose I64 (Schlaganfall, nicht näher bezeichnet) sank von 12,7 % auf 4 %. Der Anteil der Hospitalisierungen aufgrund von Subarachnoidal- oder intrazerebraler Blutung nahm ebenfalls ab, so dass der Anteil der Krankenhausaufenthalte mit Hauptdiagnose Hirninfarkt von 71,2 % auf 82,2 % stieg.

Bei Betrachtung ausgewählter Nebendiagnosen ist ein zunehmender Anteil mit kodierter Hypertonie (2005: 67,3 % versus 2010: 71,4 %) sowie Vorhofflimmern (23,8 % versus 26,1 %) erkennbar, wohingegen die Nebendiagnose Diabetes über die Jahre hinweg durchgängig bei circa 27 % der Behandlungsfälle dokumentiert war.

Eine Hemiparese oder Hemiplegie war im Betrachtungszeitraum in 50,1 % bis 50,9 % aller Fälle als Nebendiagnose kodiert. Die Kodierung von Aphasie, Anarthrie oder Dysarthrie (2005: 36,9 % versus 2010: 45,0 %) sowie Dysphagie (12,7 % versus 14,3 %) nahm im Betrachtungszeitraum zu.

Eine Pneumonie wurde im Jahr 2005 bei 6,2 % aller Schlaganfallbehandlungen als Nebendiagnose kodiert. Im Zeitverlauf ging dieser Anteil zurück auf 5,1 % im Jahr 2010 (*Tabelle 2*).

Klinikcharakteristika

Die Anzahl der Kliniken, die mindestens eine stationäre Schlaganfallbehandlung abgerechnet haben, sank von 1 462 im Jahr 2005 auf 1 334 im Jahr 2010. Bei Betrachtung der Fallzahlperzentile zeigte sich eine fortschreitende Konzentration in Kliniken mit hohen Fallzahlen, während das Leistungsvolumen in Kliniken mit geringeren Fallzahlen abnahm.

TABELLE 1

Hospitalisierungsraten für Schlaganfallbehandlungen (Alter > 19 Jahre, ohne Zuverlegungen)

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	p ^{*1}	Trend ^{**2} p < 0,05
Anzahl Hospitalisierungen	235 276	242 105	240 837	243 394	240 712	243 032	0,145	=
Rate pro 100 000 Einwohner	357	366	363	367	362	365	0,375	=
Standardisierte Rate (Referenz = 2005)	357	360	352	350	339	336	0,006	-
Alters- und geschlechtsspezifische Raten pro 100 000								
Männer								
20–29	9	11	9	9	10	10	0,673	=
30–39	27	28	28	30	30	28	0,259	=
40–49	88	95	93	91	91	94	0,502	=
50–59	254	274	269	268	267	266	0,541	=
60–69	614	622	616	608	597	589	0,014	-
70–79	1 268	1 274	1 222	1 194	1 134	1 120	0,001	-
80–89	2 116	2 126	2 075	2 035	1 990	2 001	0,004	-
90+	2 165	2 168	2 089	1 966	1 694	1 719	0,005	-
Frauen								
20–29	10	12	11	12	11	12	0,168	=
30–39	26	28	28	27	27	26	0,690	=
40–49	68	70	69	68	68	69	0,435	=
50–59	131	139	135	138	136	133	0,967	=
60–69	329	329	322	332	318	315	0,118	=
70–79	951	927	894	871	828	808	< 0,0001	-
80–89	2 068	2 077	2 048	2 059	2 035	1 978	0,032	-
90+	2 656	2 691	2 669	2 644	2 339	2 388	0,044	-

*1 zweiseitiger p-Wert für linearen Trend; **2 Richtung des Trends: - signifikant abnehmend; + signifikant steigend; = kein signifikanter Trend

Der Anteil der Kliniken, die über eine Stroke Unit im Sinne der hier angewandten Definition verfügten, nahm kontinuierlich zu. Seit dem Jahr 2009 wird eine Stroke-Unit-Behandlung von mehr als einem Drittel der an der Schlaganfallversorgung teilnehmenden Kliniken angeboten. Ebenfalls stieg der Anteil der Kliniken, die systemische Thrombolyse (2005: 27,0 % versus 2010: 43,4 %) beziehungsweise selektive Thrombolyse an intrakraniellen Gefäßen (7,8 % versus 12,1 %) durchführen (Tabelle 3).

Versorgungsmerkmale

Die Betrachtung der aufnehmenden Fachabteilung zeigt einen zunehmenden Anteil von Schlaganfallpatienten, die in neurologischen Einheiten aufgenommen wurden (2005: 40,8 % versus 2010: 54,1 %). Die mittlere Verweildauer im erstbehandelnden Krankenhaus sank von 12,5 Tagen auf 11 Tage.

Eine Stroke-Unit-Behandlung war im Jahr 2005 bei 15,1 % der Patienten kodiert. Dieser Anteil verdoppelte sich im Jahr 2006 und stieg dann bis 2010 weiter auf 52,3 %. Ebenfalls zunehmend fand sich eine intensiv-

medizinische Komplexbehandlung in den Daten (2005: 7,6 % versus 2010: 11,3 %). Der Anteil der Fälle, die mehr als 24 Stunden beatmet wurden, blieb stabil bei 4,3 % bis 4,7 %.

Bezogen auf Behandlungsfälle mit Hauptdiagnose Hirninfarkt stieg der Anteil mit kodierter systemischer Thrombolyse im Beobachtungszeitraum von 2,4 % auf 8,9 %. Eine selektive Thrombolyse an intrakraniellen Gefäßen war 2005 bei 0,3 %, 2010 bei 0,6 % der Hirninfarktpatienten dokumentiert (Tabelle 4).

Krankenhaussterblichkeit

Die absolute Anzahl der Schlaganfallpatienten, die im erstbehandelnden Krankenhaus starben, reduzierte sich im Betrachtungszeitraum regressionsanalytisch um jährlich 923 Fälle (95%-KI 711–1 136). Die rohe Sterblichkeit sank bundesweit von 11,9 % auf 9,5 %. Gegenüber dem Jahr 2005 lag die SMR 2010 bei 0,79. Bei isolierter Betrachtung der Behandlungsfälle mit Hirninfarkt zeigte sich ein ähnlicher Rückgang: Die rohe Sterblichkeit sank von 8,5 % auf 7,2 %, die SMR sank auf 0,81 (Tabelle 5).

TABELLE 2

Charakteristika der mit Schlaganfallhauptdiagnose hospitalisierten Patienten (Alter > 19 Jahre, ohne Zuverlegungen)

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	p ^{*1}	Trend ^{**2} p < 0,05
Anzahl Hospitalisierungen	235 276	242 105	240 837	243 394	240 712	243 032	0,145	=
Schlaganfalltyp (% der Behandlungsfälle)								
Subarachnoidalblutung (I60)	3,83	3,61	3,45	3,34	3,35	3,17	0,002	-
Intrazerebrale Blutung (I61)	12,27	11,55	11,25	11,02	10,90	10,68	0,004	-
Hirnfarkt (I63)	71,21	74,66	77,57	79,99	81,22	82,17	0,001	+
Schlaganfall, nicht näher bezeichnet (I64)	12,69	10,18	7,73	5,66	4,54	3,98	0,001	-
Altersverteilung (% der Behandlungsfälle)								
20–44	3,49	3,61	3,41	3,34	3,28	3,19	0,012	-
45–64	18,88	18,92	18,70	18,67	18,80	19,07	0,703	=
65–84	61,95	61,06	60,56	59,97	59,68	59,19	0,0002	-
≥ 85	15,68	16,41	17,34	18,03	18,25	18,56	0,001	+
mittleres Alter	72,66	72,58	72,75	72,88	72,90	72,99	0,007	+
Frauen (%)	52,92	52,14	51,96	51,99	51,59	51,03	0,004	-
kodierte Nebendiagnosen (% der Behandlungsfälle)								
Hypertonie (I10–I13, I15)	67,26	68,51	68,71	69,80	70,18	71,44	0,0003	+
Diabetes (E10–E14)	27,45	27,26	27,33	26,94	26,97	27,08	0,055	=
Vorhofflimmern/-flattern (I48)	23,85	23,54	24,07	24,72	25,36	26,13	0,004	+
Hemiparese/Hemiplegie (G81)	50,35	50,05	50,11	50,58	50,86	50,79	0,057	=
Aphasie/Anarthrie/Dysarthrie (R47)	36,95	37,82	38,68	40,87	42,53	45,03	0,001	+
Dysphagie (R13.0, R13.9)	12,70	12,58	13,12	13,22	13,67	14,28	0,004	+
Pneumonie (A48.1, J10.0, J11.0, J12–J18)	6,23	5,69	5,39	5,18	5,12	5,13	0,012	-

*¹ zweiseitiger p-Wert für linearen Trend; *² Richtung des Trends: - signifikant abnehmend; + signifikant steigend; = kein signifikanter Trend
Schlaganfalltyp und Nebendiagnosen: Die entsprechenden ICD-10-Kodes sind in Klammern angegeben.

Diskussion

Die Hospitalisierungsraten zeigten rückläufige Trends für Männer und Frauen in den höheren Altersgruppen. Mit Ausnahme der Gruppe der 70–79 jährigen Frauen setzte dieser Trend ab dem Jahr 2006 ein. Von 2005 auf 2006 gab es keine oder gegenläufige Veränderungen. Dies könnte mit der veränderten Differenzierung von Schlaganfall, transitorischer ischämischer Attacke (TIA) und prolongiertem reversiblen ischämischem neurologischem Defizit (PRIND) in der deutschen Fassung der ICD-10 zusammenhängen. Die Einordnung des PRIND unter dem ICD-10-Kode G45 (Zerebrale transitorische Ischämie und verwandte Symptome) wurde in der Version des Jahres 2006 gestrichen (10). Dies dürfte zu einer vermehrten Kodierung von leichter ausgeprägten Schlaganfällen unter den hier einbezogenen ICD-Kodes geführt haben.

Davon abgesehen korrespondiert der Rückgang der Hospitalisierungsraten in den höheren Altersgruppen zum Beispiel mit Ergebnissen aus den USA, die auf vergleichbaren Daten basieren (11). Die Autoren dieser Stu-

die vermuten, dass diese Entwicklung mit einem verbesserten Management von Bluthochdruck und Vorhofflimmern bei älteren Menschen zusammenhängen könnte. Entsprechendes könnte auch für Deutschland gelten, wobei in den höheren Altersgruppen auch die Sekundärprävention nach einem erstmaligen Schlaganfallereignis eine Rolle spielen dürfte. Aus dem Schlaganfallregister Rheinland-Pfalz wird beispielsweise eine zunehmende Verordnung von Antihypertensiva, Lipidsenkern und Antikoagulanzen zur Sekundärprävention berichtet (2).

Die Hauptdiagnose Schlaganfall wird zunehmend präziser nach ihrer Ursache klassifiziert. Dies kann ein Ausdruck einer vermehrten Anwendung von bildgebender Diagnostik sein. Denkbar ist aber auch eine genauere Kodierung unter den Anreizwirkungen des DRG-Systems (das heißt der genaue Schlaganfalltyp wird nicht nur schriftlich in der Patientenakte dokumentiert, sondern auch in den Abrechnungsdaten entsprechend kodiert).

Insgesamt kann seit Einführung des DRG-Systems zur fallpauschalierten Vergütung von Krankenhausleistungen in den Jahren 2003 und 2004 von gesteiger-

TABELLE 3

Merkmale der an der Schlaganfallversorgung beteiligten Kliniken

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	p ^{*1}	Trend ^{*2} p < 0,05
Anzahl Kliniken mit mind. 1 Fall	1 462	1 429	1 400	1 384	1 361	1 334	< 0,0001	-
Mittlere Fallzahl pro Klinik	161	169	172	176	177	182	0,001	+
Fallzahlverteilung (Perzentile)								
5. Perzentile	4	4	4	3	4	3	0,188	=
unteres Quartil	40	42	36	35	31	27	0,004	-
Median	91	92	88	82	76	71	0,002	-
oberes Quartil	200	217	223	231	229	242	0,004	+
95. Perzentile	546	587	615	630	671	685	0,0001	+
Interquartilsabstand	160	175	187	196	198	215	0,001	+
Versorgungsangebot (% der Kliniken)								
Stroke Unit (mind. 10 Fälle pro Jahr)	13,82	20,85	23,79	25,87	33,43	34,86	0,001	+
systemische Thrombolyse	27,02	32,68	36,86	39,38	42,32	43,40	0,001	+
selektive Thrombolyse intrakranieller Gefäße	7,80	8,47	10,07	10,91	12,12	12,14	0,001	+

*¹ zweiseitiger p-Wert für linearen Trend; *² Richtung des Trends: - signifikant abnehmend; + signifikant steigend; = kein signifikanter Trend

ten Anreizen zur Dokumentation ausgegangen werden, die im zeitlichen Verlauf ihre Wirksamkeit entfalten. Dies betrifft weniger die Hauptdiagnose, da diese schon immer angegeben werden musste, sondern vor allem die Vollständigkeit der Kodierung von früher seltener dokumentierten Nebendiagnosen und Prozeduren. Bei den Schlaganfallpatienten zeigte sich zum Beispiel eine zunehmende Dokumentation der Nebendiagnosen Hypertonie und Vorhofflimmern sowie von Sprech-, Sprach- und Schluckstörungen, was durch eine vollständiger Kodierung bedingt sein dürfte. Beim Leitsymptom der Halbseitenlähmung blieb dagegen der Anteil der Kodierung als Nebendiagnose bei etwa der Hälfte der Schlaganfallpatienten unverändert.

Der Anteil der Schlaganfallpatienten, bei denen eine Pneumonie als Nebendiagnose kodiert wurde, sank dagegen. Gerade weil diese Absenkung gegenläufig zu den Kodieranreizen verlief, halten die Autoren den Rückgang für aussagekräftig. Er könnte auf eine Reduktion dieser spezifischen Komplikation zum Beispiel aufgrund von verbessertem Dysphagie-Management hinweisen und damit zur Senkung der Sterblichkeit beigetragen haben (12).

Die Anzahl der an der Schlaganfallversorgung beteiligten Kliniken verringerte sich im Betrachtungszeitraum um 128, was vermutlich nur teilweise mit der insgesamt sinkenden Anzahl von Akutkrankenhäusern in Deutschland seit der DRG-Einführung zusammenhängt (13). An den Fallzahlperzentilen lässt sich eine zunehmende Konzentration erkennen. Das obere Fallzahlquartil stieg von 200 auf 242, was auf steigende Fallzahlen in den größeren Versorgungseinheiten hinweist. Gleichzeitig sank das untere Fallzahlquartil von 40 auf

27. Dies bedeutet, dass viele kleinere Einheiten trotz rückläufiger Fallzahlen an der Versorgung des Schlaganfalls festhielten.

Die Zahl der Kliniken, die Stroke Units entsprechend der hier verwendeten Definition vorhielten, stieg im Betrachtungszeitraum von 202 auf 465. Es ist einerseits denkbar, dass Kliniken, die bereits vor 2006 über eine Stroke Unit verfügten, erst mit dem Einsetzen der Erlösrelevanz des OPS-Kodes mit einer vollständigen Kodierung dieser Prozedur begonnen haben. Andererseits hat die finanzielle Berücksichtigung dieser Versorgungsform in der DRG-Vergütung auch dazu geführt, dass viele Kliniken eine Stroke Unit neu eingerichtet haben. Die Abrechnung dieser Behandlung hängt, wenn die im OPS definierten Mindestmerkmale erfüllt sind, nicht davon ab, ob die Stroke Unit zertifiziert ist. Im Jahr 2010 waren insgesamt 163 Stroke Units zertifiziert (1). In den DRG-Daten wurden dagegen 465 Einrichtungen identifiziert, die mindestens 10 Stroke-Unit-Behandlungen abgerechnet haben.

Bei den Versorgungsangeboten der systemischen und der selektiven Thrombolyse stieg die Anzahl der leistungserbringenden Kliniken im Betrachtungszeitraum von 395 auf 579 beziehungsweise von 114 auf 162. Auch diese Entwicklung könnte durch vollständiger Dokumentation (die systemische Thrombolyse ist seit 2006 vergütungsrelevant), aber auch durch eine tatsächliche Schaffung von zusätzlichen Versorgungsangeboten bedingt sein.

Die strukturellen Veränderungen korrespondieren mit den Versorgungsmerkmalen auf der Patientenebene. Im Jahr 2010 wurde mehr als die Hälfte der Schlag-

TABELLE 4

Versorgungsmerkmale für Schlaganfallbehandlungen (Alter > 19 Jahre, ohne Zuverlegungen)

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	p ^{*1}	Trend ^{*2} p < 0,05
Anzahl Hospitalisierungen	235 276	242 105	240 837	243 394	240 712	243 032	0,145	=
Aufnehmende Fachabteilung (% der Behandlungsfälle)								
Innere Medizin	43,55	41,35	38,81	36,26	34,20	32,34	< 0,0001	-
Neurologie	40,84	43,30	46,62	49,67	51,58	54,09	< 0,0001	+
Neurochirurgie	2,18	2,10	1,84	1,89	2,02	1,84	0,118	=
Intensivmedizin	5,14	5,07	4,94	4,42	4,95	4,51	0,109	=
sonstige	8,29	8,17	7,79	7,77	7,26	7,22	0,001	-
mittlere Verweildauer in Tagen	12,52	12,03	11,79	11,61	11,27	10,98	0,0001	-
spezifische Behandlungen (% der Behandlungsfälle)								
neurologische oder internistische Komplexbehandlung des akuten Schlaganfalls, mindestens 24 Stunden (8-981 oder 8-98b)	15,08	28,98	35,42	41,13	47,77	52,26	0,001	+
intensivmedizinische Komplexbehandlung (8-980)	7,56	8,94	9,32	10,16	10,91	11,34	0,0003	+
Beatmung über 24 Stunden	4,68	4,49	4,31	4,27	4,49	4,37	0,239	=
spezifische Behandlungen nur bei Hirninfarkt (% der Behandlungsfälle)								
systemische Thrombolyse (8-020.8)	2,44	3,98	5,11	6,13	7,86	8,91	< 0,0001	+
selektive Thrombolyse intrakranieller Gefäße (8-836.70)	0,26	0,25	0,27	0,36	0,47	0,61	0,007	+
Entlassungsgrund bei Nicht-Verstorbenen (% der Behandlungsfälle)								
Behandlung regulär beendet	61,31	62,14	62,33	62,51	61,76	60,91	0,630	=
Verlegung in ein anderes Akutkrankenhaus	14,09	13,28	12,92	12,89	13,70	13,94	0,930	=
Entlassung in eine Rehabilitationseinrichtung	19,50	19,12	18,88	18,49	18,20	18,49	0,011	-
Entlassung in eine Pflegeeinrichtung	3,44	3,76	4,14	4,42	4,60	4,82	0,0001	+
sonstige/andere Gründe	1,66	1,70	1,73	1,69	1,74	1,84	0,033	+

*¹ zweiseitiger p-Wert für linearen Trend; *² Richtung des Trends: - signifikant abnehmend; + signifikant steigend; = kein signifikanter Trend
Spezifische Behandlungen: Die entsprechenden OPS-Kodes sind in Klammern angegeben.

anfallpatienten auf einer Stroke Unit behandelt. Bei 8,9 % aller Hirninfarktpatienten wurde eine systemische Thrombolyse durchgeführt. Aufgrund des kürzlich erweiterten Zeitfensters für die systemische Thrombolyse von 3 auf 4,5 Stunden nach Ereignisbeginn (14) kann künftig eine weitere Zunahme der so versorgten Hirninfarktpatienten erwartet werden.

Die hier ermittelten Versorgungsmerkmale weichen teilweise von auf Registerdaten basierenden Zahlen ab. Der Anteil der Patienten mit Stroke-Unit-Behandlung wird im Schlaganfallregister Rheinland-Pfalz höher beziffert (2). Auch der Anteil der Hirninfarktpatienten mit systemischer Thrombolyse ist im Schlaganfallregister Rheinland-Pfalz (2) und im Schlaganfallregister Nordwestdeutschland (1) jeweils höher als in den DRG-Daten, wenn man die entsprechenden Betrachtungsjahre vergleicht. Dies dürfte an der überproportionalen Beteiligung von Kliniken

mit entsprechendem Versorgungsangebot an den Registererfassungen liegen.

Die Krankenhaussterblichkeit bei Schlaganfall ist bereinigt um demografische Veränderungen gegenüber dem Jahr 2005 um etwa 20 % gesunken. Ein häufiger Einwand gegen die Messung der Krankenhaussterblichkeit ist, dass Patienten vor ihrem Sterben verlegt werden könnten. Aus diesem Grund wurde die Sterblichkeit zusätzlich nur für jene Patienten berechnet, die nicht in ein anderes Krankenhaus weiterverlegt wurden. So wurden nur die Fälle betrachtet, die faktisch „unter Risiko“ für das Versterben im erstbehandelnden Krankenhaus stehen. In dieser Subanalyse zeigte sich ein nahezu identischer Rückgang der SMR auf 0,80 im Jahr 2010. Insgesamt korrespondiert der in den DRG-Daten gemessene Rückgang der Sterblichkeit mit einer entsprechenden Entwicklung in der Todesursachenstatistik (1), sowie mit Trends, die aus den USA berichtet werden (11, 15).

TABELLE 5

Krankenhaussterblichkeit für Schlaganfallbehandlungen (Alter > 19 Jahre, ohne Zuverlegungen)

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	p*	Trend ^{*2} p < 0,05
Schlaganfall (I60, I61, I63, I64)								
Anzahl Hospitalisierungen	235 276	242 105	240 837	243 394	240 712	243 032	0,145	=
Anzahl im Krankenhaus Verstorbene	27 872	26 540	25 250	24 811	23 706	23 197	0,0003	-
rohe Sterblichkeit (%)	11,85	10,96	10,48	10,19	9,85	9,54	0,001	-
erwartete Sterblichkeit (%) (%, Referenz = 2005)	11,85	11,86	11,92	11,96	11,97	12,06	0,001	+
SMR	1,00	0,92	0,88	0,85	0,82	0,79	0,001	-
Hirnininfarkt (I63)								
Anzahl Hospitalisierungen	167 541	180 764	186 827	194 680	195 506	199 700	0,003	+
Anzahl im Krankenhaus Verstorbene	14 289	14 397	14 605	14 844	14 603	14 293	0,683	=
rohe Sterblichkeit (%)	8,53	7,96	7,82	7,62	7,47	7,16	0,001	-
erwartete Sterblichkeit (%) (%, Referenz = 2005)	8,53	8,56	8,65	8,71	8,73	8,79	0,0003	+
SMR	1,00	0,93	0,90	0,88	0,86	0,81	0,001	-

*1 zweiseitiger p-Wert für linearen Trend; *2 Richtung der Trends: - signifikant abnehmend; + signifikant steigend; = kein signifikanter Trend; SMR, „standardized mortality ratio“

Limitationen

Bei der Interpretation der Ergebnisse müssen bestimmte Einschränkungen berücksichtigt werden. Schlaganfälle, die nicht stationär behandelt wurden, werden in Krankenhausabrechnungsdaten naturgemäß nicht erfasst. Intendiert fehlen bei Zählung über die Hauptdiagnose auch Schlaganfälle, die während eines stationären Aufenthaltes aus anderem Anlass aufgetreten sind (zum Beispiel als postoperative Komplikation). Trotz Ausschluss der zuverlegten Behandlungsfälle können Mehrfachzählungen enthalten sein, wenn Schlaganfallpatienten aus dem Krankenhaus entlassen und nach mehr als 24 Stunden zur Behandlung desselben Schlaganfalles in einem anderen Krankenhaus wieder aufgenommen wurden. Da die DRG-Daten in Bezug auf das Krankheitsbild Schlaganfall praktisch vollständig sind und keinem Selektionsbias unterliegen, können die darin ermittelten Hospitalisierungen unter Berücksichtigung dieser Einschränkungen als verlässliche Abbildung der akut behandlungsbedürftigen Schlaganfälle in Deutschland interpretiert werden.

Resümee

Für diese Untersuchung wurden in den Daten von über 100 Millionen Krankenhausfällen im Zeitraum von 2005 bis 2010 mehr als 1,4 Millionen akutstationäre Schlaganfallbehandlungen im erstbehandelnden Krankenhaus identifiziert und analysiert. Dies erlaubte erstmals eine praktisch vollständige, nicht durch Selektionseffekte verzerrte Abbildung der schlaganfallbedingten Krankenhausfälle in Deutschland sowie der Trends in deren Versorgung.

Die Autoren beobachteten einen Rückgang der Hospitalisierungsraten in den höheren Altersgruppen. Auch wenn die vorliegende Verlaufsstudie keine Kausalzusammenhänge aufzeigen kann, könnte dieser Rückgang auf eine verbesserte Primär- und/oder Sekundärprävention zurückzuführen sein.

Die Kennzahlen weisen außerdem auf eine zunehmend spezifischere Versorgung von Schlaganfallpatienten im Krankenhaus hin. Parallel war ein Rückgang der Krankenhaussterblichkeit zu beobachten. Ob dieser mit der veränderten Versorgung zusammenhängt, muss mittels anderer Untersuchungsansätze geklärt werden.

Die DRG-Daten sind nicht zur Beantwortung jeder Fragestellung geeignet, da der Beobachtungszeitraum auf den Krankenhausaufenthalt begrenzt ist und Möglichkeiten zur personenbezogenen Verknüpfung – auch mit Daten aus anderen Versorgungssektoren wie zum Beispiel ambulante ärztliche Versorgung, Rehabilitation oder Pflege – derzeit noch fehlen (16). Sie können jedoch die Erkenntnisse aus Registererhebungen oder Krankenkassendaten insbesondere im Hinblick auf bevölkerungsbezogene Aussagen ergänzen und zur Entwicklung neuer Fragestellungen beitragen.

Komplette bundesweite Auswertungen zu den temporalen Trends in der Schlaganfallversorgung, die angesichts der Anforderungen des demografischen Wandels dringend benötigt werden, lassen sich nur auf diesem Wege mit vertretbarem Aufwand gewinnen. Zum Monitoring der akutstationären Versorgung stellen die DRG-Daten unter Berücksichtigung der methodischen Besonderheiten bei der Ergebnisinterpretation nach Auffassung der Autoren die derzeit beste verfügbare Datenbasis dar.

KERNAUSSAGEN

- Die vorliegende Arbeit untersuchte anhand der vollständigen DRG-Abrechnungsdaten die Versorgung von Schlaganfallpatienten in den deutschen Akutkrankenhäusern von 2005 bis 2010.
- Die Hospitalisierungsraten zeigten in diesem Zeitraum einen rückläufigen Trend bei Männern und Frauen in den höheren Altersgruppen; dieser Rückgang könnte auf eine Verbesserung der Primär- und Sekundärprävention in Deutschland hinweisen.
- Der Rückgang der Hospitalisierungsraten in den höheren Altersgruppen kompensierte den aufgrund der demografischen Entwicklung zu erwartenden Fallzahlenanstieg, so dass sich die absolute Zahl der Fälle im Beobachtungszeitraum nicht signifikant veränderte (zur Veranschaulichung: Im Jahr 2010 lag die beobachtete Anzahl der Schlaganfallbehandlungen um rund 18 000 Fälle niedriger als es aufgrund der Raten von 2005 zu erwarten gewesen wäre).
- Der Anteil der Patienten mit Stroke-Unit-Behandlung (Komplexbehandlung gemäß Prozedurenschlüssel OPS) stieg von 2005 bis 2010 von 15 % auf 52 %; der Anteil der systemischen Thrombolysen bei Hirninfarkt stieg von 2,4 % auf 8,9 %.
- Die rohe Krankenhaussterblichkeit sank von 11,9 % im Jahr 2005 auf 9,5 % im Jahr 2010; standardisiert nach Alter und Geschlecht lag der relative Rückgang bei rund 20 %.

Interessenkonflikte

Das Fachgebiet Strukturentwicklung und Qualitätsmanagement im Gesundheitswesen, in dem die beiden Autoren tätig sind, ist eine Stiftungsprofessur der Helios Kliniken.

Prof. Mansky erhielt ein Vortragshonorar von der Firma Astellas.

Manuskriptdaten

eingereicht: 23. 5. 2012, revidierte Fassung angenommen: 5. 10. 2012

LITERATUR

1. Heuschmann PU, Busse O, Wagner M, et al. für das Kompetenznetz Schlaganfall, die Deutsche Schlaganfall Gesellschaft sowie die Stiftung Deutsche Schlaganfall-Hilfe: Schlaganfallhäufigkeit und Versorgung von Schlaganfallpatienten in Deutschland. Aktuelle Neurologie 2010; 37: 333–40.
2. Grau AJ, Eicke M, Biegler MK, Faldum A, et al.: Quality monitoring of acute stroke care in Rhineland-Palatinate, Germany, 2001–2006. Stroke 2010; 41: 1495–500.
3. Günster C: Schlaganfallversorgung in Deutschland – Inzidenz, Wiederaufnahmen, Mortalität und Pflegerisiko im Spiegel von Routinedaten. In: Günster C, Klose J, Schmacke N. Versorgungsreport 2011. Stuttgart: Schattauer 2011; 147–63.
4. van den Bussche H, Berger K, Kemper C, Barzel A, Glaeske G, Koller D: Inzidenz, Rezidiv, Pflegebedürftigkeit und Mortalität von Schlaganfall. Eine Sekundärdatenanalyse von Krankenkassendaten. Aktuelle Neurologie 2010; 37: 131–5.

5. Forschungsdatenzentren der statistischen Ämter des Bundes und der Länder: DRG-Statistik 2005 bis 2010. Eigene Berechnungen.
6. Statistisches Bundesamt: Fallpauschalenbezogene Krankenhausstatistik (DRG-Statistik). Qualitätsbericht. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt 2011.
7. Nimptsch U, Mansky T: Krankheitsspezifische Versorgungsmerkmale in Deutschland: Analyse anhand der Bundesauswertung der German Inpatient Quality Indicators (G-IQI). Deutsche Medizinische Wochenschrift 2012; 137: 1449–57.
8. Deutsches Institut für Medizinische Dokumentation und Information: OPS Version 2010. Operationen- und Prozedurenschlüssel. Internationale Klassifikation der Prozeduren in der Medizin. Düsseldorf: Deutsche Krankenhaus Verlagsgesellschaft 2009.
9. Statistisches Bundesamt: Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Bevölkerungsfortschreibung 2010. Fachserie 1 Reihe 1.3. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt 2012.
10. Roeder N, Fiori W, Ringelstein E: Schlaganfallbehandlung im deutschen DRG-System 2006. Der Nervenarzt 2006; 77: 221–8.
11. Lee LK, Bateman BT, Wang S, Schumacher HC, Pile-Spellman J, Saposnik G: Trends in the hospitalization of ischemic stroke in the United States, 1998–2007. International Journal of Stroke 2012; 7: 195–201.
12. Heuschmann PU, Kolominsky-Rabas PL, Misselwitz B, et al. for the German Stroke Registers Study Group: Predictors of in-hospital mortality and attributable risks of death after ischemic stroke: the German Stroke Registers Study Group. Archives of Internal Medicine 2004; 164: 1761–8.
13. Statistisches Bundesamt: Grunddaten der Krankenhäuser 2010. Fachserie 12 Reihe 6.1.1. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt 2011.
14. Nolte CH, Endres M: Akutversorgung des ischämischen Schlaganfalls. Der Internist 2012; 53: 585–94.
15. Roger VL, Go AS, Lloyd-Jones DM, et al. for the American Heart Association Statistics Committee and Stroke Statistics Subcommittee: Heart disease and stroke statistics—2012 update: a report from the American Heart Association. Circulation. 2012; 125: e2–e220.
16. Mansky T, Robra BP, Schubert I: Vorhandene Daten besser nutzen. Dtsch Arztebl 2012; 109(21): A 1082–5.

Anschrift der Verfasser

Ulrike Nimptsch
 Prof. Dr. med. Thomas Mansky
 Fachgebiet Strukturentwicklung und Qualitätsmanagement im Gesundheitswesen
 Technische Universität Berlin
 Steinplatz 2
 10623 Berlin
 ulrike.nimptsch@tu-berlin.de

Zitierweise

Nimptsch U, Mansky T: Trends in acute inpatient stroke care in Germany—an observational study using administrative hospital data from 2005–2010. Dtsch Arztebl Int 2012; 109(51–52): 885–92. DOI: 10.3238/arztebl.2012.0885

 **eMethodenteil:**
www.aerzteblatt.de/12m885

The English version of this article is available online:
www.aerzteblatt-international.de

eMETHODENTEIL

Trends in der akutstationären Schlaganfallversorgung in Deutschland

Eine Beobachtungsstudie mit Krankenhausabrechnungsdaten von 2005–2010

Ulrike Nimptsch, Thomas Mansky

Methode

Daten

Datengrundlage bildete die DRG-Statistik der Forschungsdatenzentren der statistischen Ämter des Bundes und der Länder für die Datenjahre 2005 bis 2010 (5). Diese umfasst alle nach dem DRG-System abgerechneten akutstationären Krankenhausfälle, unabhängig davon, ob diese zu Lasten der gesetzlichen oder privaten Krankenversicherung erbracht oder vom Patienten selbst gezahlt wurden. Nur ein geringer Anteil der akutstationären Fälle wird in dieser Datenbasis nicht erfasst, vornehmlich sind dies Behandlungen in psychiatrischen und psychosomatischen Kliniken (6).

Zu jedem abgerechneten Behandlungsfall sind unter anderem folgende Angaben enthalten:

- Alter und Geschlecht des Patienten
- kodierte Diagnosen und Prozeduren
- Beatmungsstunden
- behandelnde Fachabteilungen
- Aufnahmeanlass und Entlassungsgrund.

Die Beobachtungszeit eines Behandlungsfalles beginnt mit der Aufnahme im Akutkrankenhaus und endet mit der Entlassung, der Verlegung oder dem Tod des Patienten. Die behandelnden Kliniken können als Analyseeinheiten abgegrenzt werden.

Aufgrund des fehlenden Personenbezugs kann nicht zwischen erstmaligen und wiederkehrenden Schlaganfallereignissen unterschieden werden. Somit beziehen sich die Analysen auf die Gesamtheit von erstmaligen Schlaganfällen und Rezidiven.

Ein- und Ausschlusskriterien

Einbezogen wurden Behandlungsfälle mit den Hauptdiagnosen Hirninfarkt, intrazerebrale Blutung, Subarachnoidalblutung oder nicht näher bezeichneter Schlaganfall, die über die Kodierung nach der deutschen Version der International Classification of Diseases (ICD-10) identifiziert werden (Kodes 160, 161, 163, 164). Auf diese Weise sind nur solche Krankenhausbehandlungen eingeschlossen, die ursächlich durch einen Schlaganfall veranlasst wurden. Die Untersuchung beschränkt sich aufgrund der abweichenden Ätiologie des Schlaganfalls im Kindes- und Jugendalter auf Patienten mit einem Alter über 19 Jahren.

Bei Verlegung eines Patienten von einem Akutkrankenhaus in ein anderes zur Fortsetzung der Schlaganfallbehandlung kann ein Schlaganfallereignis auch zu zwei oder mehr Behandlungsfällen führen. Um Mehrfachzählungen (weitestgehend) zu vermeiden und vorrangig den jeweiligen Aufenthalt im erstbehandelnden Krankenhaus zu betrachten, wurden Behandlungsfälle, die aus einem anderen Akutkrankenhaus zuverlegt wurden, ausgeschlossen (*Grafik*).

Spezifische Behandlungen und Versorgungsangebote

Die erbrachten spezifischen Behandlungen und Interventionen wurden über die kodierten Prozeduren nach dem Operationen- und Prozedurenschlüssel (OPS) ermittelt.

Eine Komplexbehandlung des akuten Schlaganfalls auf einer spezialisierten Schlaganfalleinheit (sogenannte Stroke Unit) kann über die deutsche Version des OPS seit dem Jahr 2005 mit einem spezifischen Kode verschlüsselt werden, sofern die Behandlungsdauer mindestens 24 Stunden beträgt (8). Eine finanzielle Berücksichtigung im DRG-Vergütungssystem besteht seit dem Jahr 2006.

Zur Bestimmung des Versorgungsangebotes der Krankenhäuser wurde zunächst die jährliche Anzahl der durchgeführten Stroke-Unit-Behandlungen pro Krankenhaus auf der Basis aller Fälle mit Hauptdiagnose Schlaganfall oder transitorische ischämische Attacke (TIA) gezählt. Nur bei Kliniken, die in einem Jahr mindestens 10 Stroke-Unit-Behandlungen abgerechnet haben, wird davon ausgegangen, dass ein Versorgungsangebot entsprechend der im OPS genannten Kriterien existiert. Damit wird vermieden, dass Fehlkodierungen, die vereinzelt vorkommen können, bereits als entsprechendes Versorgungsangebot gewertet werden. Bei systemischen sowie selektiven Thrombolyse wird bereits bei einem jährlichen Behandlungsfall pro Krankenhaus auf das Vorhandensein dieses Versorgungsangebotes geschlossen.

Statistische Analyse

Es werden jährliche Hospitalisierungsraten, bezogen auf die jeweilige Wohnbevölkerung des betrachteten Jahres (9) berechnet. Ausgewiesen werden

- rohe Raten
- direkt standardisierte Raten auf der Basis der Verteilung nach Geschlecht und 5-Jahres-Altersgruppen des Jahres 2005
- alters- und geschlechtsspezifische Raten für 10-Jahres-Altersgruppen.

Kennzahlen zu Patienten- und Klinikcharakteristika sowie Versorgungsmerkmalen werden jahresbezogen dargestellt.

Die jährliche Krankenhaussterblichkeit wurde als Proportion der im Krankenhaus verstorbenen bezogen auf alle einbezogenen Fälle berechnet. Der Einfluss demografischer Veränderungen im Betrachtungszeitraum wurde mittels indirekter Standardisierung nach 5-Jahres-Altersgruppen und Geschlecht kontrolliert, wobei die Sterblichkeitsverteilung des Jahres 2005 als Referenz herangezogen wurde. Dargestellt wird das standardisierte Sterblichkeitsverhältnis („standardized mortality ratio“, SMR). Zur Beurteilung temporaler Trends wurden unter Anwendung linearer Regressionsverfahren für alle Kennzahlen zweiseitige p-Werte berechnet. Das Signifikanzniveau wurde bei $p < 0,05$ festgelegt. Alle Analysen wurden unter Verwendung der Software SAS Version 9.1 ausgeführt.

Stroke unit care and trends of in-hospital mortality for stroke in Germany 2005–2010

Ulrike Nimptsch* and Thomas Mansky

Background In Germany, the financing of stroke unit care was implemented into the hospital reimbursement system in 2006. Since then, many acute care hospitals newly implemented stroke units. Simultaneous, in-hospital mortality for stroke declined.

Aims The study aims to analyze the association of mortality trends for stroke with the increasing provision of stroke unit care in German hospitals.

Methods Hospitalizations for acute stroke from 2005 to 2010 are identified in the nationwide German Diagnosis Related Groups statistics. Trends of risk-adjusted in-hospital mortality are studied stratified by existence of a stroke unit in the admitting hospital, as well as stratified by cohorts of hospitals defined by the respective period of stroke unit implementation. **Results** Overall, mortality in patients admitted to stroke unit hospitals is lower (crude 9.2%; adjusted 9.8%) compared to patients admitted to nonstroke unit hospitals (12.7%; 11.6%). The longitudinal analysis revealed a general secular trend of declining mortality in all cohorts of hospitals. However, while all stroke unit-providing hospital cohorts converge to a quite similar level of mortality in 2010, mortality in hospitals without stroke unit remains significantly higher. Reduction of mortality in hospitals with early provision of stroke unit care seems to be attributable to the secular trend. A reduction of mortality exceeding the secular trend was observed in hospitals with late stroke unit implementation.

Conclusions The earlier stroke unit implementations might represent rather 'formal' inceptions in experienced hospitals with preexisting appropriate stroke care, whereas late implementations seem to have caused extra improvements. Overall, stroke patients are more likely to survive when admitted to an stroke unit-providing hospital. A more stringent assignment of acute stroke patients to stroke unit-providing hospitals could possibly further reduce stroke mortality in Germany.

Key words: administrative data, hospital, mortality, stroke unit, stroke, trends

Correspondence: Ulrike Nimptsch*, Technische Universität Berlin, Structural Advancement and Quality Management in Health Care, Steinplatz 2, Berlin 10623, Germany.
E-mail: ulrike.nimptsch@tu-berlin.de

Department for Structural Advancement and Quality Management in Health Care, Technische Universität Berlin, Berlin, Germany

Received: 13 March 2013; Accepted: 05 August 2013; Published online 10 November 2013

Conflict of interest: Thomas Mansky is a professor in the Department of Structural Advancement and Quality Management in Health Care, Technische Universität Berlin. The Department of Structural Advancement and Quality Management in Health Care receives ongoing funding from the Helios Hospital Group. Thomas Mansky has received a lecture fee from Astellas.

Ulrike Nimptsch is a research scientist in the Department of Structural Advancement and Quality Management in Health Care, Technische Universität Berlin. The Department of Structural Advancement and Quality Management in Health Care receives ongoing funding from the Helios Hospital Group.

DOI: 10.1111/ijvs.12193

Introduction

There is strong evidence for the benefit of specialized stroke unit (SU) care on patients experiencing acute stroke, demonstrated in randomized controlled clinical trials (1) as well as in observational studies (2). In Germany, the financing of SU care was implemented into the hospital reimbursement system in 2006. This has been triggering openings of new stroke units in acute care hospitals. In a previous study, one third of all German acute care hospitals were identified as providing SU care in the year 2010. The share of stroke patients receiving SU care rose from 15% in 2005 to more than 50% in 2010 (3).

SU care as reimbursed via the German Diagnosis Related Groups (G-DRG) relies on a sub-intensive-care concept for continuous monitoring and specialized treatment of stroke patients, which is being applied within the acute phase of stroke. Characterized by early admission and usually rapid discharge to a general ward after the acute phase, this concept is different to the British or Scandinavian nonintensive combined acute and rehabilitation SUs (4–6).

Preconditions for reimbursement are defined by the German procedure classification OPS (Operationen- und Prozedurenschlüssel). Among these, the most important requirements are treatment in a stroke-specialized sub-intensive ward with defined staffing (concerning qualification and presence), continuous monitoring, immediate execution of certain diagnostic measures, access to neurosurgery, and availability of therapeutic procedures, such as thrombolytic therapy. Compliance with these requirements is commonly being validated by health insurers.

Up to now, there has been no overall evaluation of the impact of SU care on outcome for stroke in the German population. Previous studies revealed considerable variation of volumes and in-hospital mortality for ischemic stroke among German hospitals (7), but also a continued decline of in-hospital mortality for stroke with a relative decrease of 20% from 2005 to 2010 (3). However, it is unclear to which extent this is attributable to the growing coverage of SU care within this time span.

Aims

The association of in-hospital mortality for stroke with the provision of SU care is studied within an observational study of nationwide German administrative hospital data from 2005 to 2010. Stratified by existence of a stroke unit in the admitting hospital trends of mortality are studied. Additionally it is investigated, if and how the opening of new stroke units influences mortality in the respective hospitals. These effects are analyzed for cohorts of hospitals classified by the respective period of SU implementation.

Methods

Data

The nationwide DRG statistics provided by the Research Data Centres of the Federal Statistical Office and the statistical offices of the Länder (federal states) contain discharge information on all in-hospital episodes of acute care hospitals that are reimbursed via DRG. As the DRG system in Germany is an all-patient/all-payer system, the DRG statistics cover 94% of all acute care hospital episodes in Germany. Not covered are episodes in psychiatric and psychosomatic hospitals, primarily. Therefore, the data are virtually complete with respect to acute care hospitalizations for stroke.

Each data row represents one in-hospital episode. Principal and secondary diagnoses are coded via the German version of ICD-10, procedures via the German procedure coding system OPS. Among others, information on age at admission, gender, type of residence (rural/urban), hours of mechanical ventilation, length of stay, source of admission, and discharge disposition are contained. Episodes can be assigned to the respective treating hospital via a pseudonymized hospital identifier. Because the data do not contain a patient identifier, multiple hospitalizations cannot be tagged.

Patients

Unit of analysis are patients hospitalized for all types of first-time and recurrent acute stroke. These are identified by a principal diagnosis of ischemic stroke (ICD-10 code I63), intracerebral hemorrhage (I61), subarachnoid hemorrhage (I60), or stroke of unspecified type (I64). Patients aged below 20 are excluded because of the different etiology.

To focus on the episode in the first admitting hospital, subsequent episodes of care are excluded (by excluding transfers from other acute care hospitals identified via the source-of-admission code). By these means, we avoid double counting of patients due to transfers.

Hospitals

Hospitals are classified by the provision of stroke unit care. Under the precondition of a principal diagnosis of stroke (I60, I61, I63, I64) or TIA (transient ischemic attack, G45), the number of episodes with documented SU care (OPS codes 8-981 or 8-98b) per hospital and year is calculated. The code 8-981 represents SU care within a neurological department (reimbursable since 2006), 8-98b within a medical department (reimbursable since 2009), both for a minimum duration of 24 h.

Existence of a stroke unit in the respective hospital is assumed when at least ten episodes with coded SU care are present within a calendar year. The limit is carefully chosen to avoid misclassification of hospitals with accidental or false coding (it is very unlikely that a hospital coding less than 10 SU treatments per year really provides an expensive facility like a stroke unit).

The analyzed episodes for stroke are then for a first analysis assigned to two groups: Patients admitted to SU hospitals, and patients admitted to non-SU hospitals.

A second classification of hospitals is based on the period of SU provision or implementation. Hospitals are assigned to cohorts based on the first year of SU existence, if they continued to

provide SU services in the subsequent years. The investigated cohorts are: SU provision before 2007, SU implementation 2007 or 2008, SU implementation 2009 or 2010, no SU provision within the observation period, and a group of remainders where provision of SU care or treatment of stroke patients has occurred temporarily within the observation period.

Analysis

To evaluate risk-adjusted mortality, generalized estimating equations with a logit link function are used, accounting for clustering of patients within institutions. Besides age and gender, the model includes type of stroke in order to consider the poorer prognosis of patients with hemorrhagic stroke. As there is no present-on-admission flag for secondary diagnoses in the German data, only such comorbidities are included in the model, which are documented reliably and likely to have been present on admission (e.g., heart failure, atrial fibrillation). Furthermore, severe acute conditions, like cardiogenic shock, are included. Comorbidities that might represent possibly preventable complications (e.g., pneumonia) or conditions associated with stroke itself (e.g., paralysis) are not included. Model fitting was done upon the pooled data of the entire observation period. The final model includes age in years, gender, type of stroke (intracerebral and subarachnoid hemorrhage versus ischemic or unspecified type of stroke), and the secondary diagnoses of cardiogenic shock, atrial fibrillation, ventricular fibrillation, ventricular tachycardia, lower limb atherosclerosis, heart failure, COPD (chronic obstructive pulmonary disease), severe kidney disease, chronic renal failure, diabetes, coronary artery disease, congenital heart disease, malignancies, and dilated cardiomyopathy. Discrimination was assessed by the c statistic (8), which showed an acceptable value of 0.740.

Temporal trends are assessed via simple linear regression models, accounting for least square weighting by number of cases. The level of statistical significance is set on 0.05. All data analyses were conducted using SAS Version 9.1 (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA).

Results

Characteristics of patients admitted to SU hospitals compared with those admitted to non-SU hospitals are displayed in Table 1. Within the observation period the share of admissions to SU hospitals rose, while admissions to non-SU hospitals fell, respectively. Regarding stroke type, the share of strokes coded as unspecified was higher in non-SU hospitals, although this proportion declined until 2010.

Patients admitted to SU hospitals are younger and the share of females is lower than in non-SU hospitals. Urban type of patient's residence is more frequent in patients admitted to SU hospitals. However, during the observation period the percentage of patients admitted to SU hospitals with semi-urban or rural type of residence increased.

When focusing on selected comorbidities, a higher presence of atrial fibrillation and diabetes in non-SU hospitals is observed, while coding of manifestations of stroke like hemiplegia or dysphasia is more frequent in SU hospitals. As well, cerebral

Table 1 Patient characteristics

	Patients admitted to SU hospitals				Patients admitted to non-SU hospitals			
	Total 2005-2010	2005	2010	P for trend* (P<0.05)	Total 2005-2010	2005	2010	P for trend* (P<0.05)
Hospitalizations for stroke N	926 411	100 387	192 773	0.0003	518 946	134 889	50 259	0.0005
Type of stroke %								
I60 Subarachnoid hemorrhage	386	498	3.16	0.0002	2.74	2.97	3.21	0.745
I61 Intracerebral hemorrhage	11.53	13.13	10.72	0.001	10.81	11.63	10.53	0.142
I63 Cerebral infarction	82.26	78.63	84.35	0.001	69.94	65.69	73.79	0.003
I64 Stroke, not specified as hemorrhage or infarction	2.36	3.26	1.77	0.008	16.51	19.72	12.47	0.002
Demographics								
Age Mean	71.42	70.16	72.28	<0.0001	75.25	74.52	75.74	0.012
Age ≥ 85%	14.97	11.58	17.05	0.0001	21.69	18.74	24.33	0.002
Female %	49.56	49.06	49.71	0.035	56.17	55.79	56.09	0.137
Type of residence % [†]								
Urban	53.21	55.85 [†]	51.02	0.001	42.03	43.91	41.09	0.093
Semi-urban	32.91	31.02 [†]	34.18	0.001	41.19	39.18	43.20	0.011
Rural	12.82	12.14 [†]	13.51	0.042	16.24	16.33	14.92	0.541
Selected comorbidities %								
Atrial fibrillation and flutter (I48)	23.81	22.17	25.75	0.001	26.05	25.09	27.61	<0.001
Hypertension (I10-I13, I15)	69.82	67.33	71.70	0.001	68.45	67.20	70.44	<0.001
Diabetes (E10-E14)	25.61	24.85	26.34	0.001	29.95	29.37	29.91	0.244
Hemiplegia (G81)	51.67	51.77	51.71	0.882	48.30	49.29	47.23	0.174
Dysphasia/dysarthria (R47)	42.98	39.90	46.86	0.001	35.61	34.75	37.99	0.004
Dysphagia (R13.0, R13.9)	13.67	13.21	14.58	0.009	12.54	12.33	13.12	0.017
Pneumonia (A48.1, J10.0, J11.0, J12-J18)	5.45	6.36	5.12	0.006	5.46	6.14	5.18	0.055
Disturbance of consciousness (R40, R41)	10.40	11.50	10.59	0.377	10.14	10.83	10.67	0.477
Herniation or cerebral edema (G93.5, G93.6)	2.90	3.08	3.04	0.846	1.67	1.80	1.93	0.638
Specific treatments %								
Stroke unit care ≥24 h (8-981, 8-98b)	57.44	35.20	65.80	0.011	0.17	0.11	0.33	0.015
Intensive care (8-980)	11.99	10.65	12.73	0.004	5.67	5.26	6.02	0.014
Mechanical ventilation >24 h	5.49	6.74	4.86	0.002	2.55	3.15	2.49	0.256
Specific interventions in patients with cerebral infarction %								
Systemic thrombolysis (8-020.8)	7.94	4.07	10.46	<0.0001	1.50	0.98	2.14	0.002
Selective thrombolysis of intracranial vessels (8-836.70)	0.54	0.49	0.73	0.033	0.04	0.05	0.05	0.765
Length of stay Mean	11.69	12.55	11.04	<0.0001	11.70	12.50	10.75	0.001

*P-value for trend is calculated for all years from 2005 to 2010. Direction of trend: +, positive trend; -, negative trend; =, no significant trend.
[†]Percentage of 2006, because type of residence has not been available in 2005 data. P value for trend is calculated from 2006 to 2010. Percentages do not sum to 100% because of missing data. ICD-10 codes for comorbidities and OPS codes for treatments are displayed in parentheses.
 SU, stroke unit.

edema or herniation is more frequently coded in patients admitted to SU hospitals.

Patients admitted to SU hospitals more often received intensive care treatment and mechanical ventilation. The frequency of systemic or selective thrombolysis in ischemic stroke patients admitted to SU hospitals is higher. Within SU hospitals the share of stroke patients receiving SU care increased from 35% in 2005 to 66% in 2010. Also, in non-SU hospitals some occasional hospitalizations with coded SU care were observed.

Length of stay declined within the observation period in both groups, quite equally.

The crude relative risk (RR) of in-hospital death in patients admitted to SU hospitals is about 24% to 29% lower in comparison with patients admitted to non-SU hospitals. After risk adjustment, a 12% to 15% lower risk remains (see Table 2). Within the observation period there have been no significant changes of the RR.

Table 3 displays in-hospital mortality in patients admitted to (a) non-SU hospitals and (b) SU hospitals. Both crude and

adjusted mortality declined significantly within the observation period in both groups. In every period, as well as overall, adjusted mortality in patients admitted to non-SU hospitals is significantly higher.

Separately displayed in Table 3 part C is mortality in the subgroup of patients that had been admitted to an SU hospital but did not receive SU treatment, that is, no SU coding is present in these episodes. While adjusted mortality in this subgroup was quite similar to patients admitted to non-SU hospitals in 2005, it increased continuously until 2010 and is overall higher than in patients admitted to non-SU hospitals.

Characteristics of the analyzed hospital cohorts are displayed in Table 4. Two hundred sixty hospitals were identified as having been providing SU care already before 2007. New implementations of SU care between 2007 and 2009 were observed in 58 hospitals, and between 2009 and 2010 in 112 hospitals. Seven hundred thirty-four hospitals never provided SU care during the observation period. There were 289 (2005) to 170 (2010) hospitals which provided SU care or treated stroke patients temporarily but not continuously and were classified as remainders.

The average annual volume of stroke hospitalizations in the different cohorts shows that especially hospitals with lower volumes implemented new stroke units after 2006. The lowest average annual volume is observed in hospitals that never provided SU care within the observation period.

Figure 1 illustrates the crude (part A) and adjusted (part B) trends of in-hospital mortality for the respective cohorts. In 2005, mortality was lowest in hospitals providing SU care before 2007, and highest in hospitals with no SU provision or late SU implementation. In all groups mortality declined until 2010. In those cohorts, which had SU in the beginning or which implemented SU within the observation period, mortality converges to a similar

Table 2 Crude and adjusted relative risk (RR) of in-hospital death for patients admitted to SU hospitals (versus patients admitted to non-SU hospitals)

	Crude RR	95% CI	Adjusted RR	95% CI
2005	0.738	0.721–0.755	0.849	0.830–0.868
2006	0.759	0.742–0.777	0.884	0.864–0.904
2007	0.737	0.720–0.754	0.864	0.844–0.884
2008	0.731	0.714–0.749	0.864	0.843–0.885
2009	0.739	0.720–0.759	0.870	0.847–0.894
2010	0.744	0.724–0.765	0.879	0.854–0.905

CI, confidence interval; SU, stroke unit.

Table 3 In-hospital mortality by patient's SU status

	Total 2005–2010	2005	2010	P for trend*	Trend* ($P < 0.05$)
A. Patients admitted to non-SU hospitals					
Hospitalizations for stroke <i>N</i>	518 946	134 889	50 259	0.0005	–
In-hospital deaths <i>N</i>	65 796	17 991	6 020		
Crude in-hospital mortality %	12.68	13.34	11.98	0.007	–
Adjusted in-hospital mortality %	11.56	12.46	10.49	0.001	–
95% CI	11.47–11.65	12.28–12.64	10.23–10.76		
B. Patients admitted to SU hospitals					
Hospitalizations for stroke <i>N</i>	926 411	100 387	192 773	0.0003	+
In-hospital deaths <i>N</i>	85 580	9 881	17 177		
Crude in-hospital mortality %	9.24	9.84	8.91	0.003	–
Adjusted in-hospital mortality %	9.77	10.57	9.22	0.0001	–
95% CI	9.70–9.83	10.37–10.78	9.08–9.36		
C. Patients admitted to SU hospitals, but without SU treatment (subgroup of B)					
Hospitalizations for stroke <i>N</i>	394 269	65 052	65 938	0.343	=
In-hospital deaths <i>N</i>	54 898	7 811	10 206	0.001	+
Crude in-hospital mortality %	13.92	12.01	15.48	0.001	+
Adjusted in-hospital mortality %	12.89	12.03	13.49	0.006	+
95% CI	12.79–13.00	11.77–12.30	13.23–13.76		

*P value for trend is calculated for all years from 2005 to 2010.

Direction of trend: +, positive trend; –, negative trend; =, no significant trend.

CI, confidence interval; SU, stroke unit.

Table 4 Hospital characteristics by period of SU provision or implementation

	Hospitals N	Hospitalizations for stroke 2005–2010 N	Annual volume of stroke hospitalizations Mean (SD)
SU provision before 2007	260	778 258	499 (302)
SU implementation in 2007 or 2008	58	96 608	278 (136)
SU implementation in 2009 or 2010	112	116 991	174 (112)
No SU provision	734	306 454	70 (64)
Remainders (SU provision or treatment of stroke patients temporary)	170–289	147 046	106 (154)

SD, standard deviation; SU, stroke unit.

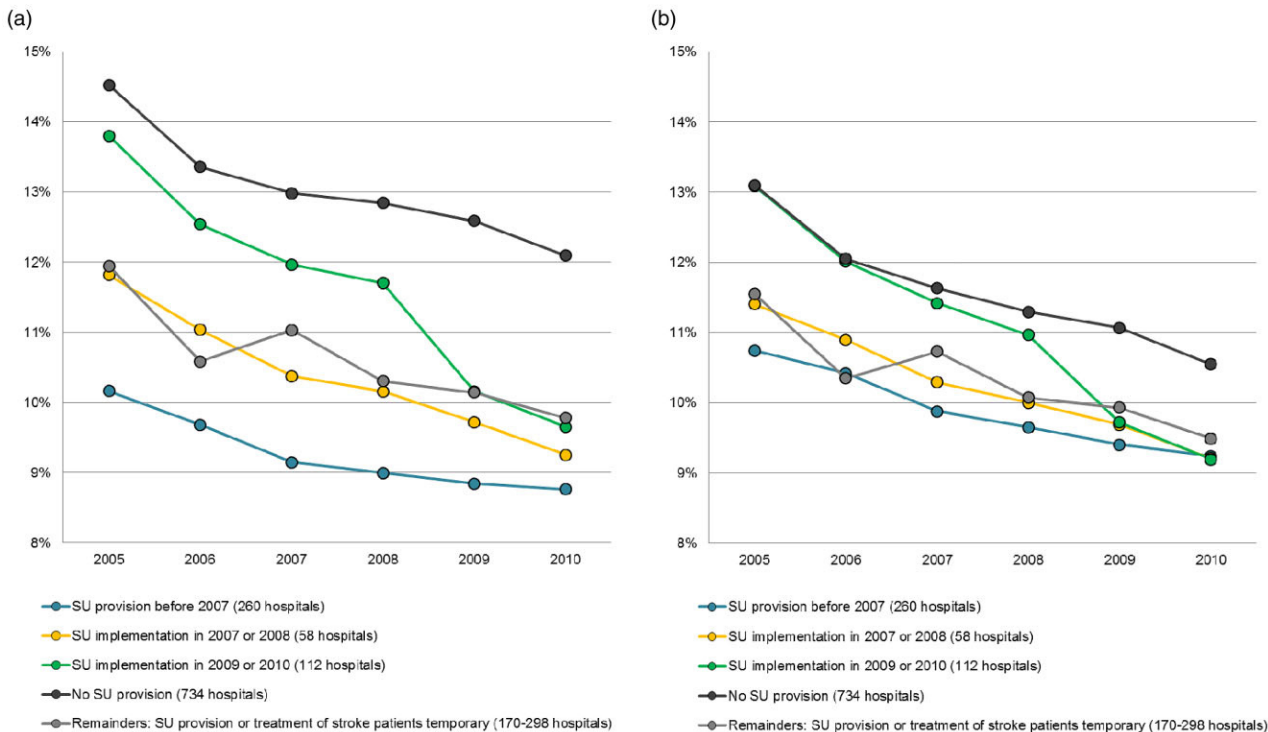


Fig. 1 Trends of in-hospital mortality in groups of hospitals, classified by period of stroke unit (SU) provision or implementation. (a) Crude in-hospital mortality; (b) adjusted in-hospital mortality.

level in 2010. In hospitals without SU provision mortality remains significantly higher. A mortality reduction exceeding the secular trend is observable in the cohort of hospitals with late SU implementation only.

Discussion

This is the first nationwide study in Germany evaluating the association of stroke unit care and in-hospital mortality. Similar to observational studies from other countries (2,9,10), a significantly lower in-hospital mortality in patients admitted to SU-providing hospitals was observed in Germany in cross-sectional comparisons within each observation year.

However, the findings become more differentiated in a longitudinal perspective. First, the proportion of hospitals providing SU care has increased. This development can be attributed to the inclusion of SU payments in the DRG reimbursement system in

2006, which resulted in financial incentives for German hospitals. Based on hospitals treating stroke patients, the share of hospitals with SU care increased from 14% to 35% (3).

The later SU care was implemented, the lower was the average case volume of the respective hospitals. We consider this to be caused by increasing competitive pressure due to excess capacities in the German hospital market (11). This forces even lower volume providers either to improve their services or to lose certain service areas to competitors.

The analysis of mortality trends for the cohorts of hospitals classified by the period of SU implementation basically revealed a secular trend of declining mortality in all groups. The reduction of mortality in those hospitals with early provision of SU care seems to be attributable to the secular mortality trend only. As one would not expect additional mortality reductions in hospitals that already provided SU care before the observation period, this finding seems to be plausible. In the intermediate cohort, which implemented SU care in 2007 or 2008, we also did not find

additional mortality reductions. It could be possible, that the SU implementation in this cohort might represent some rather 'formal' changes in care according to the detailed requirements for reimbursement purposes in hospitals with already preexisting appropriate stroke care.

An additional effect of SU implementation on mortality could only be observed for the cohort of those hospitals which implemented SU care lately in 2009/2010. Considering the initially higher mortality in these hospitals, it seems that the implementation of SU care led to substantial improvements in this cohort.

Mortality in the three cohorts having implemented SU care before or within the observation period converges to a similar level in 2010. Also, the cohort of hospitals which did not implement SU care shows the secular trend toward lower mortality. However, mortality in this cohort remained higher than in SU hospitals throughout the whole observation period. It might be discussed, if mortality in these hospitals could be improved by SU introduction. Considering that these hospitals on average treat only 70 stroke patients per year, it is obvious that they cannot fulfill the requirements for stroke units in an economically meaningful way. Therefore, from a public health perspective it would make more sense to direct stroke patients more rigorously to SU hospitals, as far as possible. The evidence of beneficial effects of SU care for all acute stroke patients (12), independent from age (10,13), type of stroke (14,15), or severity (1), would support such policies.

The share of patients admitted to SU hospitals but not receiving SU care decreased within the observation period. This group shows a considerable higher mortality, which might be explained by internal selection effects, where end-stage patients intentionally are not admitted to the SU. On the other hand, for patients dying within the first 24 h after admission, SU care by definition cannot be coded.

The strength of this study is the use of complete national data, covering all hospitalized acute strokes in Germany. In contrast to data from other countries, the German DRG data allow the identification of SU providing hospitals as well as of patients receiving SU care. Limitations occur from the restricted information available in the administrative dataset (e.g., stroke severity cannot be assessed), and the limited time of patient observation covering the in-hospital episode only. Further research is needed to study the impact of SU care on long-term mortality and functional outcome in the German population, and to assess the cost-effectiveness within the German health care system.

Conclusion

Following the implementation of the DRG reimbursement system in Germany, a more formalized definition of stroke unit care has been introduced for reimbursement purposes. Those hospitals which participated in SU care from the beginning of observation or implemented SU care shortly after the introduction SU

payment did not show improvements in mortality which exceeded the basic secular trend. In these hospitals the SU implementation might represent rather 'formal' inceptions which did not further improve the preexisting appropriate stroke care. In hospitals which introduced SU care later, this seems to have caused additional improvements. Overall, stroke patients are more likely to survive when admitted to SU-providing hospitals. From an economical point of view a further spread of stroke units to providers with lower volumes would not be reasonable due to heavily increasing per-patient cost. Therefore, a more stringent assignment of acute stroke patients to SU-providing hospitals, which could possibly further reduce stroke mortality rates in Germany, would politically be advisable.

References

- 1 Stroke Unit Trialists' Collaboration. Organised inpatient (stroke unit) care for stroke. *Cochrane Database Syst Rev* 2007; (4)CD000197.
- 2 Seenan P, Long M, Langhorne P. Stroke units in their natural habitat. Systematic review of observational studies. *Stroke* 2007; **38**:1886–92.
- 3 Nimptsch U, Mansky T. Trends in acute in-patient stroke care in Germany – an observational study using administrative hospital data from 2005–2010. *Dtsch Arztebl Int* 2012; **109**:885–92.
- 4 Berlit P, Popescu O, Klotzsch C, Diehl RR, Berg-Dammer E. Treatment of acute stroke on the stroke unit. Initial experiences with an acute stroke unit in Germany. *Nervenarzt* 1997; **68**:122–8.
- 5 Busse O. Stroke units and stroke services in Germany. *Cerebrovasc Dis* 2003; **15**(Suppl.1):8–10.
- 6 Weimar C, Ringelstein EB, Diener HC. Monitoring stroke units. Management, outcome, efficiency. *Nervenarzt* 2007; **78**:957–66.
- 7 Nimptsch U, Mansky T. Disease-specific patterns of hospital care in Germany analyzed via the German Inpatient Quality Indicators (G-IQI). *Dtsch Med Wochenschr* 2012; **137**:1449–57.
- 8 Cook NR. Use and misuse of the receiver operating characteristic curve in risk prediction. *Circulation* 2007; **115**:928–35.
- 9 Gattellari M, Worthington J, Jalaludin B, Mohsin M. 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**:10–7.
- 10 Langhorne P, Lewsey JD, Jhund PS *et al.* Estimating impact of stroke unit care in a whole population: an epidemiological study using routine data. *J Neurol Neurosurg Psychiatry* 2010; **81**:1301–5.
- 11 Schmid A, Ulrich V. Consolidation and concentration in the German hospital market: the two sides of the coin. *Health Policy* 2013; **109**:303–10.
- 12 Fuentes B, Díez-Tejedor E. Stroke units: many questions, some answers. *Int J Stroke* 2009; **4**:28–37.
- 13 Saposnik G, Kapral MK, Coutts SB, Fang J, Demchuk AM, Hill MD. Investigators of the Registry of the Canadian Stroke Network (RCSN) for the Stroke Outcome Research Canada (SORCan) Working Group. Do all age groups benefit from organized inpatient stroke care? *Stroke* 2009; **40**:3321–7.
- 14 Rønning OM, Guldvog B, Stavem K. The benefit of an acute stroke unit in patients with intracranial haemorrhage: a controlled trial. *J Neurol Neurosurg Psychiatry* 2001; **70**:631–4.
- 15 Smith EE, Hassan KA, Fang J, Selchen D, Kapral MK, Saposnik G. Registry of the Canadian Stroke Network (RCSN); Stroke Outcome Research Canada (SORCan) Working Group. Do all ischemic stroke subtypes benefit from organized inpatient stroke care? *Neurology* 2010; **75**:456–62.

Disease-Specific Trends of Comorbidity Coding and Implications for Risk Adjustment in Hospital Administrative Data

Ulrike Nimptsch

Objective. To investigate changes in comorbidity coding after the introduction of diagnosis related groups (DRGs) based prospective payment and whether trends differ regarding specific comorbidities.

Data Sources. Nationwide administrative data (DRG statistics) from German acute care hospitals from 2005 to 2012.

Study Design. Observational study to analyze trends in comorbidity coding in patients hospitalized for common primary diseases and the effects on comorbidity-related risk of in-hospital death.

Extraction Methods. Comorbidity coding was operationalized by Elixhauser diagnosis groups. The analyses focused on adult patients hospitalized for the primary diseases of heart failure, stroke, and pneumonia, as well as hip fracture.

Principal Findings. When focusing the total frequency of diagnosis groups per record, an increase in depth of coding was observed. Between-hospital variations in depth of coding were present throughout the observation period. Specific comorbidity increases were observed in 15 of the 31 diagnosis groups, and decreases in comorbidity were observed for 11 groups. In patients hospitalized for heart failure, shifts of comorbidity-related risk of in-hospital death occurred in nine diagnosis groups, in which eight groups were directed toward the null.

Conclusions. Comorbidity-adjusted outcomes in longitudinal administrative data analyses may be biased by nonconstant risk over time, changes in completeness of coding, and between-hospital variations in coding. Accounting for such issues is important when the respective observation period coincides with changes in the reimbursement system or other conditions that are likely to alter clinical coding practice.

Key Words. Risk adjustment, administrative data, comorbidity, Elixhauser diagnosis groups, coding practice

Prospective payment systems for hospital reimbursement, such as diagnosis related groups (DRG), require standardized collection of demographic and clinical inpatient information for billing purposes. Administrative hospital

data derived in this manner are commonly used for health services research. In addition, they are also used to support policy decisions, for example, hospital quality assessment. However, because of their administrative purpose, the accuracy of such information is sensitive to financial pressures or other incentives for coding.

Analyses of administrative hospital data often require risk adjustment, for example, to compare outcomes among providers or regions or over time. Important risk adjustment variables are comorbidities that are measured by secondary diagnoses. Because secondary diagnoses are relevant payment factors in DRG-based payment systems, their completeness and accuracy might change over time if incentives for coding change. From a longitudinal perspective, such temporal inconsistency can bias outcome measures, such as risk-adjusted mortality, when secondary diagnoses are used for risk adjustment (Nicholl 2007; Mohammed et al. 2009; Jaques et al. 2013).

Experiences from countries with newly introduced prospective payment systems have shown that coding practices subsequently change after the implementation of new systems. Hsia et al. (1988) found out that after introducing a DRG-based prospective payment system for patients covered by Medicare, coding errors occurred in one-fifth of inpatient cases resulting in a net overpayment for hospitals. In a later study, the rate of coding errors declined (Hsia et al. 1992), which points to a “learning curve” within the system, fostered by regulations for coding and educational activities. Studies from Canada (Preyra 2004) and Sweden (Serdén, Lindqvist, and Rosén 2003) found an increased reporting of secondary diagnoses following the introduction of DRG-based prospective payment systems. Such trends can be interpreted as increasing completeness of previously under-reported diagnoses, but they might also be caused by an over-reporting of secondary diagnoses that are relevant for the amount of payment (so-called upcoding or DRG creep).

In Germany, a prospective payment system for inpatient services based on DRGs was introduced in 2003 and became mandatory in 2004. This type of reimbursement is applied for all inpatient services (except psychiatry) in acute care hospitals and covers all patients and all payers. The German hospital reimbursement reform incentivized providers to pay more attention to coding quality (Ridder, Doege, and Martini 2007). In this context, the

Address correspondence to Ulrike Nimptsch, M.P.H., Department for Structural Advancement and Quality Management in Health Care, School Economics and Management, Technische Universität Berlin, ST 0-1, Steinplatz 2, 10623 Berlin, Germany; e-mail: ulrike.nimptsch@tu-berlin.de.

completeness of secondary diagnosis coding has been recognized as a measure to optimize remuneration (Wenke et al. 2012).

This study investigated whether secondary diagnosis coding in Germany changed during the years following the introduction of DRGs and, if so, whether different trends regarding specific comorbidities were observed. By studying administrative data of patients hospitalized for the common diseases of heart failure, stroke, pneumonia and hip fracture, temporal trends in secondary diagnosis coding and the effects on comorbidity-related risk of in-hospital death were analyzed. In addition, between-hospital variation in coding was evaluated.

METHODS

Data

The study is based on nationwide German administrative hospital data of the years 2005 to 2012. Within the German-refined DRG system (G-DRG), inpatient episodes are grouped into medically and economically homogenous groups based on coded principal and secondary diagnoses, procedures, demographics, and other information. The assignment to a DRG determines the amount of payment for the respective episode. Therefore, inpatient data are electronically recorded in a standardized format. Coding rules are regulated by mandatory coding guidelines that were introduced in 2002. According to these guidelines, a secondary diagnosis should only be coded if the management of the patient during the inpatient episode is affected by therapeutic, diagnostic, nursing, or monitoring efforts. Adherence to the coding guidelines is validated by insurers in suspected cases.

Since 2002, hospitals have been obliged to submit their data annually to a nationwide database of inpatient episodes, which is available for research purposes from 2005 onward. This database (Nationwide DRG Statistics provided by the Research Data Centres of the Federal Statistical Office and the statistical offices of the “Länder”) contains discharge information on all inpatient episodes from German acute care hospitals that are reimbursed via DRG. With respect to hospitalizations for the studied diseases, the data are virtually complete.

Principal and secondary diagnoses are coded via the German adaption of ICD-10 (ICD-10-GM). Information on gender, age, source of admission, procedures, discharge disposition, and length of stay are also included in the data. Based on an anonymized hospital identifier, episodes can be assigned to the respective treating hospital.

The data were evaluated via teleprocessing. Under this mode of access, statistical software scripts are programmed by the researcher but executed by staff members of the Federal Statistical Office. After execution of the scripts, the researcher receives the output files of the analysis results.

Patients

Based on principal diagnosis codes, patients hospitalized for heart failure (ICD-10 Codes I50, I11.0, I13.0, I13.2), stroke (I60, I61, I63, I64), pneumonia (A48.1, J10.0, J11.0, J12, J13, J14, J15, J16, J17, J18), and hip fracture (S72.0, S72.1) were identified. These primary diseases were chosen because they are common reasons for hospitalization accompanied by a relatively high risk of in-hospital death. Additionally, these diseases most commonly affect elderly persons in whom comorbidities are likely to be present.

To exclude hospitalizations that represent secondary sub-acute episodes, for example, for early rehabilitation, patients transferred from other acute care hospitals were identified via the source-of-admission code and excluded from the analysis. Thus, the analysis focuses on episodes in the respective first treating hospital.

Comorbidity Coding

Comorbidity coding was operationalized by the Elixhauser secondary diagnosis groups (Elixhauser et al. 1998) in the specification for ICD-10 (Quan et al. 2005; Turner and Burchill 2006). To identify the presence of diagnosis groups, all 89 secondary diagnosis fields available in the German database were included. The presence of a comorbidity according to the respective secondary diagnosis group was coded as a binary variable. Pairs of associated diagnosis groups (hypertension with and without complication, diabetes with and without complication, solid tumor without metastasis and metastatic cancer) were counted hierarchically to consider only the more severe condition. The secondary diagnosis group of congestive heart failure was not considered in patients hospitalized with a principal diagnosis of heart failure.

Analysis

Depth of coding is illustrated by the annual mean number of Elixhauser diagnosis groups per record. Variations among hospitals in depth of coding is assessed by the hospital-level distribution of the annual mean number of

diagnosis groups per record, whereby indirect standardization was used to control for demographic changes within the 8 years of observation and demographic variations among hospitals. Based on the distribution of each Elixhauser diagnosis group among sex and 5-year age groups of the index year 2005, the probability of the presence of the respective comorbidity was assigned to each inpatient episode. By summarizing these probabilities across all Elixhauser diagnosis groups, the expected mean number per hospital and year was calculated. The ratio of observed and expected means was then multiplied by the crude mean of the index year, thus deriving the age- and gender-adjusted mean.

Temporal changes in the prevalence of each Elixhauser diagnosis group are represented by the age-and-gender standardized morbidity ratio (SMR) and age-and-gender standardized proportions of patients with a coded comorbidity. The SMR is the ratio of the annual observed and expected proportion of a secondary diagnosis group. In the index year 2005, the value of the SMR is 1. A subsequent SMR above 1 indicates an increase over time, and an SMR below 1 indicates a decrease. The annual age-and-gender standardized proportion is the product of the SMR and the respective crude proportion of a secondary diagnosis group in the index year. These figures represent changes in proportions over time that are not attributable to demographic changes during the observation period.

Temporal trends are assessed by simple linear regression models, including least square weighting by number of observations. The p values derived from these models indicate the presence or absence of a linear trend during the years of observation.

To evaluate the impact of changes in secondary diagnosis coding on the respective comorbidity-related risk of in-hospital death, generalized estimating equation models with a logit link function were fitted for each primary disease and the respective first and last year of observation. The explanatory variables included gender, 5-year age groups, and Elixhauser diagnosis groups. The odds ratios for in-hospital death derived from the model of the first year of observation were compared to those derived from the model of the last year of observation. This comparison relies on the hypothesis that an over-reporting of secondary diagnoses would attenuate odds ratios toward the null value of 1.

Model performance is assessed by the c statistic, which is a measure of discrimination. It describes how well the model can differentiate between decedents and survivors based on the explanatory variables included in the model. A c statistic of 1 indicates perfect discrimination, and .5 indicates no

discrimination. However, differences in c statistics were not tested for statistical significance.

The level of statistical significance was set to .05. All data analyses were conducted using *SAS Version 9.3* (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA).

RESULTS

Patient Characteristics

Table 1 displays characteristics of patients hospitalized for the studied diseases. From 2005 to 2012, approximately 2.85 million hospitalizations for heart failure, 1.94 million for stroke, 2.10 million for pneumonia, and 0.99 million hospitalizations for hip fracture were identified after the exclusion of patients who were transferred from other acute care hospitals. During the observation period, the annual absolute number of hospitalizations increased for every primary disease. For heart failure patients, an annual average growth of approximately 8,000 patients was observed. The annual average increases in hospitalizations for stroke (1,300), pneumonia (1,500), and hip fracture (750) were lower.

From 2005 to 2012, the mean age of patients increased slightly for heart failure (from 76.5 years to 77.6 years), stroke (from 72.5 to 72.8), and hip fracture (from 78.0 to 79.0). For patients hospitalized for pneumonia, the mean age increased from 56.1 to 59.9 years.

Trends in decreasing crude rates of in-hospital death from 2005 to 2012 were observed for heart failure (from 10.4 to 8.8 percent), stroke (from 11.8 to 9.1 percent), and hip fracture (from 6.0 to 5.5 percent), whereas the mortality for pneumonia showed no trend over time (2005 9.9 percent; 2012 9.6 percent).

The mean number of secondary diagnoses coded per record increased from 7.6 to 10.1 in patients hospitalized for heart failure, from 7.4 to 9.1 for stroke, from 5.5 to 7.7 for pneumonia and from 6.4 to 8.8 for hip fracture.

Trends in Depth of Coding and Variations among Hospitals

The mean number of Elixhauser diagnosis groups identified per record increased from 2005 to 2012 for each studied primary disease (see Table 2). In heart failure patients, the increase from 3.0 to 3.7 was higher than in patients hospitalized for pneumonia and femoral neck fracture (each from 2.0 to 2.5) as well as in patients hospitalized for stroke (from 2.9 to 3.2). Concomitantly, the

Table 1: Patient Characteristics

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	<i>p</i> for Trend*
Principal diagnosis of heart failure									
No. of hospitalizations	320,761	328,073	342,319	355,558	364,865	370,475	378,827	385,251	<.01
Mean age	76.5	76.6	76.8	77.0	77.1	77.3	77.5	77.6	<.01
Female, %	54.8	54.4	53.9	53.8	53.4	53.0	52.5	52.1	<.01
In-hospital death, %	10.4	10.3	10.0	9.8	9.7	9.3	9.0	8.8	<.01
Mean length of stay, days	11.7	11.5	11.2	11.0	10.8	10.6	10.5	10.2	<.01
Mean no. of secondary diagnoses per record	7.6	7.9	8.1	8.5	8.9	9.5	9.9	10.1	<.01
Principal diagnosis of stroke									
No. of hospitalizations	235,868	242,703	241,375	243,888	241,194	243,523	243,951	246,579	.02
Mean age	72.5	72.4	72.6	72.8	72.8	72.9	72.9	72.8	<.01
Female, %	52.9	52.1	51.9	52.0	51.6	51.0	50.8	50.2	<.01
In-hospital death, %	11.8	10.9	10.5	10.2	9.8	9.5	9.2	9.1	<.01
Mean length of stay, days	12.5	12.0	11.8	11.6	11.3	11.0	10.8	10.6	<.01
Mean no. of secondary diagnoses per record	7.4	7.6	7.7	8.0	8.3	8.6	8.9	9.1	<.01

continued

Table 1. *Continued*

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	<i>p</i> for Trend*
Principal diagnosis of pneumonia									
No. of hospitalizations	265,048	249,817	251,791	248,997	267,411	269,420	274,727	276,960	.04
Mean age	56.1	55.8	56.7	58.7	59.3	57.6	57.9	59.9	.02
Female, %	45.5	44.6	44.3	43.8	44.3	43.7	43.7	43.6	<.01
In-hospital death, %	9.9	10.1	9.9	10.6	10.5	9.9	9.4	9.6	.34
Mean length of stay, days	10.4	10.3	10.2	10.1	10.0	9.6	9.4	9.3	<.01
Mean no. of secondary diagnoses per record	5.5	5.9	6.1	6.6	6.9	7.1	7.3	7.7	<.01
Principal diagnosis of hip fracture									
No. of hospitalizations	121,595	121,682	119,986	123,817	123,927	128,612	127,669	127,613	<.01
Mean age	78.0	78.0	78.4	78.5	78.5	78.5	78.7	79.0	<.01
Female, %	73.6	73.0	73.5	72.5	71.6	71.0	70.7	70.6	<.01
In-hospital death, %	6.0	5.7	5.8	5.7	5.7	5.4	5.4	5.5	<.01
Mean length of stay, days	17.5	16.9	16.7	16.3	15.8	15.4	15.1	14.9	<.01
Mean no. of secondary diagnoses per record	6.4	6.7	7.0	7.4	7.7	8.0	8.4	8.8	<.01

*Two-sided *p*-value for linear trend. Direction of trend: + increase; - decrease; = no linear trend.

Table 2: Number of Elixhauser Diagnosis Groups Per Record

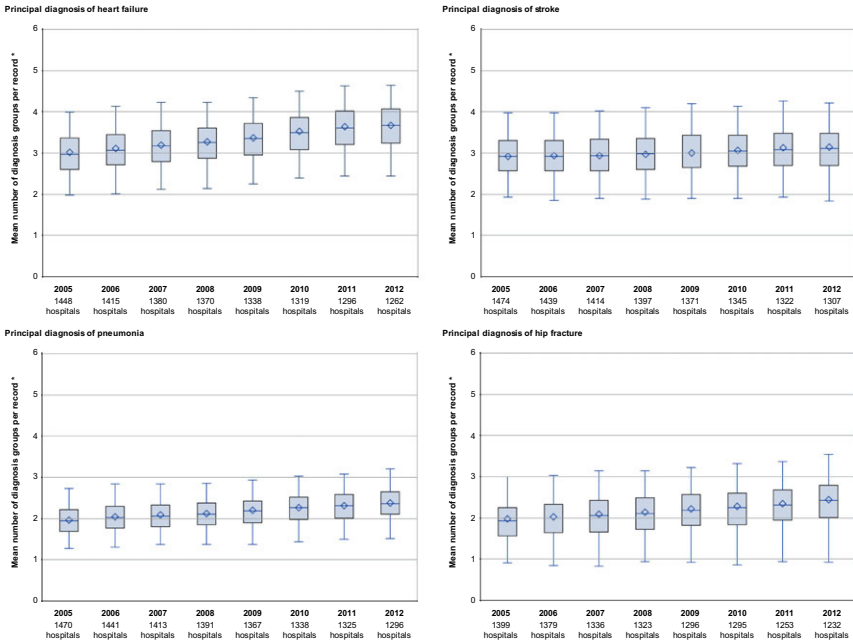
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	<i>p</i> for Trend*	
Principal diagnosis of heart failure										
Mean no. per record	3.0	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6	3.7	<.01	+
Standard deviation	1.6	1.7	1.7	1.7	1.7	1.8	1.8	1.8	<.01	+
No. of diagnosis groups, %										
0	14.7	15.0	15.5	16.0	16.4	17.1	17.5	17.8	<.01	+
1–4	78.1	76.8	75.5	74.1	72.3	69.8	67.7	66.9	<.01	–
5+	7.2	8.1	9.0	10.0	11.3	13.1	14.7	15.3	<.01	+
Principal diagnosis of stroke										
Mean no. per record	2.9	2.9	2.9	3.0	3.0	3.1	3.1	3.2	<.01	+
Standard deviation	1.7	1.7	1.7	1.7	1.8	1.8	1.8	1.8	<.01	+
No. of diagnosis groups, %										
0	15.6	15.7	15.8	15.8	16.0	16.2	16.3	16.3	<.01	+
1–4	77.1	76.8	76.5	76.1	75.4	74.3	73.6	73.1	<.01	–
5+	7.3	7.5	7.8	8.1	8.6	9.5	10.2	10.6	<.01	+
Principal diagnosis of pneumonia										
Mean no. per record	2.0	2.0	2.1	2.2	2.3	2.3	2.4	2.5	<.01	+
Standard deviation	1.8	1.8	1.8	1.9	1.9	2.0	2.0	2.1	<.01	+
No. of diagnosis groups, %										
0	30.6	30.9	29.9	29.0	28.4	30.2	30.1	29.0	.22	=
1–4	65.5	64.5	65.0	65.2	65.0	62.5	62.0	62.0	.01	–
5+	3.9	4.6	5.1	5.8	6.6	7.3	7.9	9.1	<.01	+
Principal diagnosis of hip fracture										
Mean no. per record	2.0	2.0	2.1	2.2	2.2	2.3	2.4	2.5	<.01	+
Standard deviation	1.6	1.7	1.7	1.7	1.8	1.8	1.8	1.9	<.01	+
No. of diagnosis groups, %										
0	24.8	24.6	24.1	23.3	22.9	22.3	21.9	21.2	<.01	–
1–4	72.0	71.9	72.0	72.4	72.2	72.2	72.0	71.7	.81	=
5+	3.2	3.6	4.0	4.4	4.9	5.5	6.1	7.0	<.01	+

*Two-sided *p*-value for linear trend. Direction of trend: + increase; – decrease; = no linear trend.

share of patients with more than five secondary diagnosis groups increased within the observation period. For heart failure, this proportion grew from 7.2 to 15.3 percent, for stroke from 7.3 to 10.6 percent, for pneumonia from 3.9 to 9.1 percent, and for hip fracture from 3.2 to 7.0 percent.

Figure 1 displays boxplots of the age- and gender-adjusted annual distributions of mean Elixhauser diagnosis groups per record at the hospital level, illustrating between-hospital variation in the depth of coding. Variations in coding were evident throughout the observation period. For example, in 2012, the 25th and 75th (5th and 95th) hospital quartile of mean Elixhauser diagnosis groups per record ranged from 3.2 to 4.1 (2.4–4.6) for heart failure,

Figure 1: Mean Age- and Gender-Adjusted Annual Number of Elixhauser Diagnosis Groups Per Record on the Hospital Level, by Principal Diagnosis



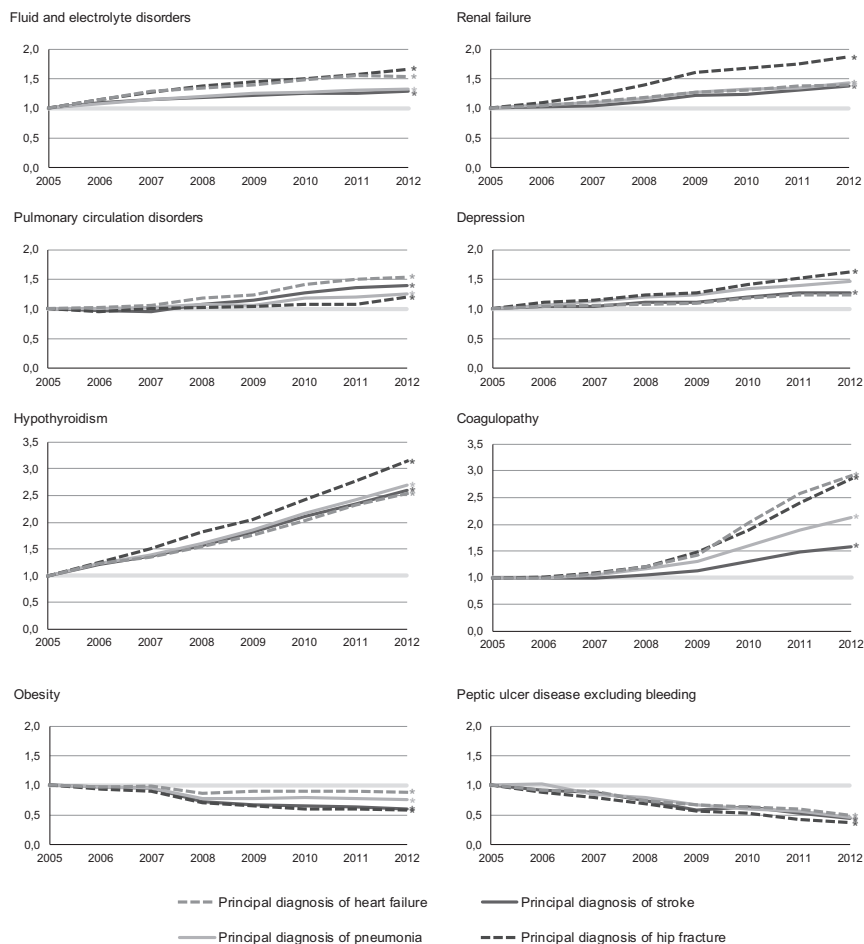
Note. The age-and-gender adjusted mean number of Elixhauser diagnosis groups per inpatient record was measured for each hospital. The distribution of this measure among hospitals is shown by box plots. Length of boxes display interquartile range. Symbols in the boxes represent the mean; horizontal lines represent the median. Whiskers extend to the 5th and 95th percentile. *Adjusted by sex and 5-year age groups (reference = 2005).

from 2.7 to 3.5 (1.8–4.2) for stroke, from 2.1 to 2.7 (1.5–3.2) for pneumonia, and from 2.0 to 2.8 (0.9–3.5) for hip fracture.

Trends in Frequency of Coding of Specific Comorbidities

Regarding specific Elixhauser diagnosis groups, the analysis demonstrated different patterns of changes during the period of observation. Increases in coding frequency were observed in 15 of the 31 secondary diagnosis groups. Decreases were observed in 11 secondary diagnosis groups, whereas the remaining five diagnosis groups showed no or very minor changes in coding frequency.

Figure 2: Standardized Morbidity Ratios for Selected Elixhauser Diagnosis Groups, by Primary Disease



Note. Asterisks indicate a significant different SMR in 2012 compared to 2005. Test of significance relies on 95 percent confidence intervals for the SMR.

In Figure 2, the annual age- and gender-standardized morbidity ratios (SMR) for selected secondary diagnosis groups are displayed. For example, the frequency of coding of fluid and electrolyte disorders increased significantly during the observation period. These increases were higher in patients hospitalized for heart failure (SMR 2012 1.53; 95 percent CI 1.52–1.55) and

hip fracture (1.66; 1.64–1.69) than in patients hospitalized for stroke (1.29; 1.27–1.30) and pneumonia (1.33; 1.32–1.34). Furthermore, the frequency of renal failure increased from 2005 to 2012. This increase was higher for patients hospitalized for hip fracture (SMR 2012 1.86; 1.83–1.89) than for patients hospitalized for heart failure (1.39; 1.38–1.40), stroke (1.38; 1.36–1.40), or pneumonia (1.42; 1.41–1.44). Strong increases, following a linear pattern, were observed in the hypothyroidism diagnosis group. The SMR in 2012 was 2.54 (2.51–2.58) for heart failure patients, 2.60 (2.55–2.64) for stroke, 2.69 (2.65–2.74) for pneumonia, and 3.13 (3.06–3.20) for hip fracture patients. Similarly, the frequency of coagulopathy increased until 2012. This increase was rather moderate until 2008, but it accelerated from 2009 onward. The SMR in 2012 was 2.90 (2.85–2.95) for heart failure, 1.59 (1.55–1.63) for stroke, 2.14 (2.08–2.19) for pneumonia, and 2.85 (2.78–2.92) for hip fracture.

For each primary disease, increases were also observed for the secondary diagnosis groups of pulmonary circulation disorders and depression (see Figure 2), cardiac arrhythmia, uncomplicated hypertension, uncomplicated diabetes, rheumatoid arthritis or collagen vascular disease, and deficiency anemia. Increases in at least one primary disease occurred for valvular disease, peripheral vascular disorders, complicated hypertension, and psychoses (see Figure S2).

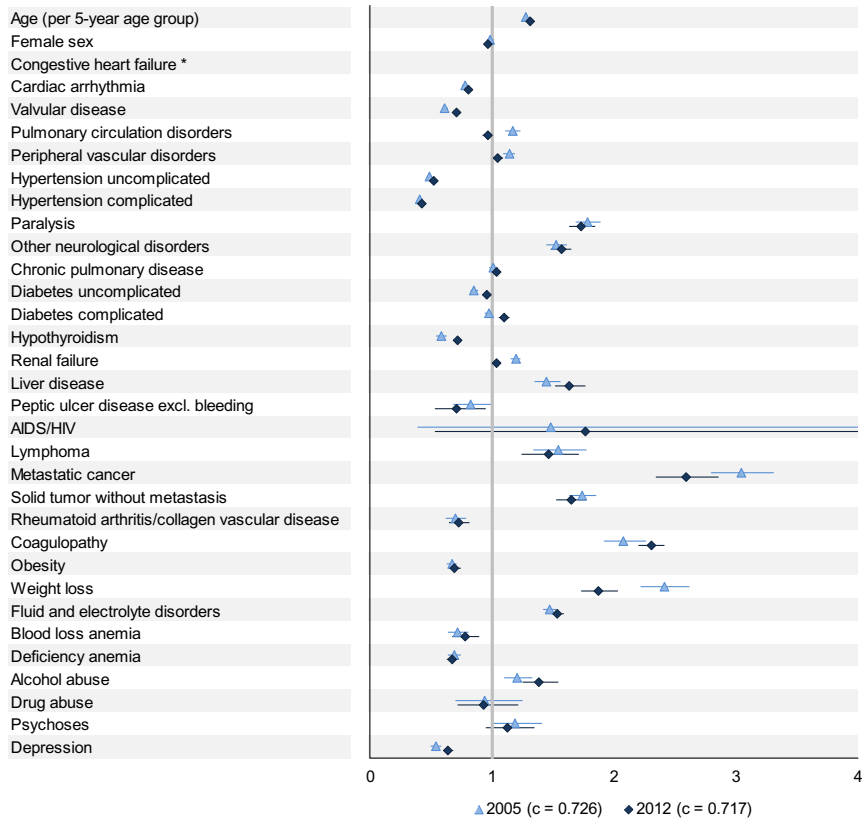
For obesity, a decline in the frequency of coding was observed, which was most distinct between 2007 and 2008. The SMR in 2012 was 0.88 (0.87–0.90) in patients hospitalized for heart failure, 0.60 (0.58–0.61) for stroke, 0.76 (0.74–0.78) for pneumonia, and 0.59 (0.57–0.61) for hip fracture patients. The frequency of peptic ulcer disease excluding bleeding decreased by half. In 2012, the SMR was 0.49 for heart failure (95 percent CI 0.45–0.54), 0.44 for stroke (0.38–0.50), 0.46 for pneumonia (0.40–0.52), and 0.38 for hip fracture (0.31–0.46) (see Figure 2).

Further diagnosis groups for which a decrease in coding was statistically significant for all primary diseases were lymphoma and alcohol abuse. Decreases in at least one primary disease were observed for the secondary diagnosis groups of congestive heart failure, complicated diabetes, liver disease, metastatic cancer, solid tumor without metastasis, weight loss, and blood loss anemia.

No significant or very minor changes were found for paralysis, other neurological disorders, chronic pulmonary disease, and drug abuse (see Figure S2).

Age- and gender-standardized proportions of coded secondary diagnosis groups for each primary disease are displayed in Tables S4A to S4D.

Figure 3: Odds Ratios of In-Hospital Death 2005 and 2012 in Patients Hospitalized for Heart Failure



Note. Whiskers indicate 95 percent confidence intervals. *In patients hospitalized for heart failure a secondary diagnosis of congestive heart failure was excluded.

Comorbidity-Related Risk of In-Hospital Death

In Figure 3 the odds ratios of in-hospital death for patients hospitalized for heart failure predicted from the model fitted on 2005 data are plotted against those predicted from the model fitted on 2012 data. Statistically significant shifts of the odds ratios between 2005 and 2012 were observed for nine secondary diagnosis groups. Eight of these shifts were directed toward the null value of 1; that is, the associated risk of in-hospital death was attenuated in the

2012 model compared to that in the 2005 model. For example, the risk associated with pulmonary circulation disorders demonstrated a shift to the null. While the odds ratio was 1.17 (95 percent CI 1.11–1.23) in 2005, the OR was attenuated to 0.97 (0.93–1.01) in 2012. Likewise, the risk associated with renal failure diminished from an OR of 1.19 (1.16–1.23) to 1.04 (1.01–1.07).

Not all Elixhauser diagnosis groups are associated with an increased risk of death. In the multivariate analysis, 12 of these groups were identified as “protective” factors in heart failure patients. One of those is hypothyroidism, for which the risk associated with in-hospital death was 0.59 (0.54–0.63) in the 2005 data. During the observational period, this risk shifted toward the null, resulting in an OR of 0.72 (0.68–0.75) in the 2012 model.

Other significant shifts towards the null were found for the secondary diagnosis groups of valvular disease, peripheral vascular disorders, uncomplicated diabetes, weight loss, and depression. For complicated diabetes, the associated risk of death increased from 2005 (0.98; 0.94–1.01) to 2012 (1.10; 1.06–1.14). For the remaining 22 secondary diagnosis groups, no significant changes in the associated risk of death were observed in patients hospitalized for heart failure. The models’ performance assessed by the c statistics decreased slightly from 2005 ($c = 0.73$) to 2012 ($c = 0.72$). However, the statistical significance of this difference was not tested.

Odds ratios derived from the multivariate analyses for the other primary diseases are displayed in Figure S3. In patients hospitalized for stroke, a shift of mortality risk toward the null occurred for the secondary diagnosis groups of peripheral vascular disorders and weight loss. Increased risks in 2012 compared to 2005 were found for other neurological disorders and solid tumor without metastasis. Model discrimination improved between 2005 ($c = 0.76$) and 2012 ($c = 0.79$), but it was not tested for statistical significance.

In patients hospitalized for pneumonia, all observed shifts of comorbidity-related risks of in-hospital death converged toward the null. These shifts concern the secondary diagnosis groups of valvular disease, pulmonary circulation disorders, hypothyroidism, renal failure, and weight loss. The discrimination of the 2012 model was slightly lower ($c = 0.79$) compared to the 2005 model ($c = 0.81$).

The models fitted on data of patients hospitalized for hip fracture demonstrated risk shifts toward the null regarding the secondary diagnosis groups of pulmonary circulation disorders, renal failure, coagulopathy, and weight loss. The model discrimination remained unchanged (2005, $c = 0.81$; 2012, $c = 0.81$).

DISCUSSION

In this study, approximately 7.88 million inpatient episodes were analyzed and reflected episodes that occurred during the first 8 years after the introduction of DRGs in Germany. One general finding is that the depth of comorbidity coding increased from 2005—the first year after introduction of DRGs—until 2012. The absolute number of coded secondary diagnoses as well as the mean number of Elixhauser diagnosis groups per record and the share of patients with more than five diagnosis groups increased significantly in patients hospitalized for the studied diseases. These general increases were most distinct in heart failure patients, moderate in patients hospitalized for pneumonia and hip fracture, and rather mild in stroke patients.

Variation among hospitals in depth of secondary diagnosis coding was observed throughout the whole observation period. This variation might be related to organizational factors, such as monitoring of coding, allocation of responsibilities for coding (medical doctors vs. nonphysician clinical coders), or training of coders. In any case, the observed variation indicates that comorbidity-adjusted comparisons between hospitals might be biased independently from temporal trends in coding. In extreme cases, risk adjustment using secondary diagnoses might rather control for coding behavior than for comorbidity-related case mix variation between hospitals.

The analysis of coding frequency of specific Elixhauser diagnosis groups showed different trends over time. Increased coding, as observed for 11 secondary diagnosis groups, is likely to be driven by financial incentives induced by the DRG-based prospective payment system. Of the 31 Elixhauser diagnosis groups, 28 groups contain ICD-10 codes that are defined as complications and comorbidities (CC) within the G-DRG system. Coding of CC-relevant secondary diagnoses in the administrative data record results in a higher patient clinical complexity level (PCCL). A high PCCL may raise the payment by assigning the inpatient episode to a higher-priced DRG. Given the principal diagnoses studied here, one example that would result in a PCCL of 3 is a combination of diagnosis codes of coagulopathy (D68.30 haemorrhagic disorder due to circulating anticoagulants) and fluid and electrolyte disorders (E87.6 hypokalaemia). A PCCL of 3 is the second highest clinical complexity level. The PCCL influences the amount of payment in the DRGs for heart failure, pneumonia and hip fracture, whereas the amount of payment for stroke rather depends on the type of stroke or therapeutic measures. This fact might explain why the observed general increases in secondary diagnosis coding

were less distinct in stroke patients compared to those for patients hospitalized for the other studied diseases. However, due to ongoing recalculation and adjustment of the German DRGs, the financial impact of the PCCL has been reduced during the recent years.

Counter-intuitively, decreases in coding were observed for some secondary diagnosis groups that are CC-relevant, such as liver disease or metastatic cancer. These decreases might be driven by ongoing examinations initiated by insurers. Such examinations focus on wrong or fraudulent billing in view of the German coding guidelines (Vetter et al. 2009) and might have induced some learning effects regarding guideline-compliant coding of secondary diagnoses. Other CC-relevant secondary diagnosis groups, for example, chronic pulmonary disease, paralysis, and other neurological disorders, showed no or very minor changes in coding during the observation period. However, the ICD-10 codes covered by three Elixhauser groups had no impact on DRG assignment at all. Those groups were obesity and peptic ulcer disease, excluding bleeding, for which a decreased frequency of coding was observed over time, and also uncomplicated hypertension, which demonstrated increases.

In addition to financial incentives, changes in the classification system might have determined changes in coding practice. For example, in the ICD-10-GM, the diagnosis of obesity was specified according to the body mass index in 2008, when a sudden decline in the frequency of coding was observed.

Although most changes are likely to be caused by altered coding practices, some other factors should be considered. Observed increases in secondary diagnosis coding could also be a consequence of increasing numbers of tests, leading to more health problems being discovered during hospitalization. For instance, the increased frequency of hypothyroidism might be related to a more frequent measurement of hormone markers (TSH and thyroid hormones) in blood serum. Correspondingly, the frequencies of hypothyroidism as a secondary diagnosis in patients hospitalized for the studied diseases (see Tables S4A to S4D) seem to approach successively the prevalence of hypothyroidism as estimated in the elderly population (Laurberg et al. 2005). Similarly, clinical awareness for depression as a comorbidity might also have increased during the studied time span.

Some of the observed changes in comorbidity coding might reflect true changes in epidemiology. This might be the case for peptic ulcer disease where the observed decrease of coding corresponds to the general decline in incidence and prevalence in western countries, attributed to the wider use of

proton pump inhibitors and the decrease of *Helicobacter pylori*-associated peptic ulcer disease (Sung, Kuipers, and El-Serag 2009).

The analysis of the risk of in-hospital death associated with specific Elixhauser diagnosis groups was carried out to detect nonconstant risk, possibly related to upcoding. The observed shifts of risk toward the null are likely to be caused by an increased coding of mild or uncertain manifestations of the respective comorbidity, consequentially attenuating the associated risk of death as observed for pulmonary circulation disorders, renal failure, and hypothyroidism. These indications of nonconstant risk over time are a possible source of bias in longitudinal analyses of comorbidity-adjusted outcomes (Nicholl 2007).

However, in the present study, for the majority of diagnosis groups rather stable associated risks of death were observed over time, even though the reporting of some of them increased within the observation period. For instance, the increased frequency of coding of uncomplicated hypertension as well as fluid and electrolyte disorders did not significantly change the associated risk of death over time. In these cases, the increase in coding might represent improved capturing of prevalent comorbidities rather than upcoding. These findings point to another possible source of bias, as increased completeness of coding over time means that patients with a prevalent comorbidity might be more often misclassified in early periods.

The multivariate analyses showed that not all of the Elixhauser diagnosis groups were associated with a higher risk of in-hospital death. Findings of protective effects of comorbidities have been reported before (Elixhauser et al. 1998). For example, hypertension in patients hospitalized for heart failure (Gheorghiade et al. 2006; Sasaki et al. 2013), hypothyroidism in stroke patients (Akhoundi et al. 2011), and obesity in pneumonia patients (Kahlon et al. 2013) were found to be associated with a lower risk of short-term mortality.

The performance of the multivariate risk-prediction models changed only marginally over time. The *c* statistics indicate a slightly deteriorated discrimination in patients hospitalized for heart failure and pneumonia, implying that the accuracy of risk prediction by Elixhauser diagnosis groups decreased regarding these primary diseases. However, improved model discrimination over time was found in stroke patients, whereas no changes were observed regarding patients hospitalized for hip fracture. However, observed differences of the *c* statistics were not tested for statistical significance.

The strength of this study is the nationwide database the analyses are based on. By covering all inpatient episodes in Germany, the data are

unaffected by selection bias. However, analyses of administrative data can only reflect what is being coded. Therefore, the true prevalence and the severity of comorbidities could not be assessed within this study. The generalizability of findings might be limited because features of the German administrative data (e.g., the number of secondary diagnosis fields), characteristics of the German DRG system, and the general framework of the German health care system must be taken into account. Because data of the years prior to the introduction of DRGs in Germany are not available, the observed temporal trends cannot reliably be attributed to the hospital reimbursement reform. However, the general increases in secondary diagnosis coding observed in this study are in line with findings from other countries. In the United States (Carter, Newhouse, and Relles 1990), Canada (Preyra 2004), or Sweden (Serdén, Lindqvist, and Rosén 2003), the number of secondary diagnoses subsequently increased after the introduction of DRG-based prospective payment. There is also evidence that rather minor changes in reimbursement, such as Medicare's nonpayment for preventable complications policy (Calderwood et al. 2014), or updates of treatment guidelines (Lindenauer et al. 2012) influence coding practice.

CONCLUSIONS

Comorbidity coding changed subsequently to the hospital reimbursement reform in Germany. With regard to the total number of diagnosis groups per inpatient record, an increase in depth of coding was observed. However, for the frequency of coding of specific comorbidities, varying trends were observed. While some indications for upcoding were found, most of the observed increases point rather to an improved accuracy in terms of capturing prevalent comorbidities, at least in cases where the coding is relevant for the amount of payment. The observed decreases might be related to learning effects regarding the German coding guidelines; that is, comorbidities should only be coded if they affect patient management during the hospitalization.

Comorbidity-adjusted outcomes in longitudinal administrative data analyses may be biased by nonconstant risk over time, changing completeness of coding and between-hospital variation. For most of the Elixhauser diagnosis groups, the association with the risk of in-hospital death did not change over time. Still, the increased frequency of coding as observed for several diagnosis groups implies that patients in early periods might be more often misclassified due to under-reporting of secondary diagnoses and thus be wrongly assigned

to the respective reference group in risk adjustment models. This issue might cause even more bias when analyses focus on the hospital level or other subsamples of data with different, yet unknown, probabilities of misclassification.

As recommended by Elixhauser et al. (1998), comorbidity measures should be applied in purposive modification, considering the studied disease and outcome and the specific research question. In addition, possible changes in coding of risk adjustment variables must be taken into account when outcomes are studied in a longitudinal perspective. This is particularly important when the observation period coincides with changes in the reimbursement system or in other conditions that are likely to alter incentives for clinical coding practice.

ACKNOWLEDGMENTS

Joint Acknowledgment/Disclosure Statement: The Department for Structural Advancement and Quality Management in Health Care, Technische Universität Berlin, receives ongoing funding from the Helios Hospital Group.

Disclosures: None.

Disclaimers: None.

REFERENCES

- Akhoundi, F. H., A. Ghorbani, A. Soltani, and A. Meysamie. 2011. "Favorable Functional Outcomes in Acute Ischemic Stroke Patients with Subclinical Hypothyroidism." *Neurology* 77 (4): 349–54.
- Calderwood, M. S., K. Kleinman, S. B. Soumerai, R. Jin, C. Gay, R. Platt, W. Kassler, D. A. Goldmann, A. K. Jha, and G. M. Lee. 2014. "Impact of Medicare's Payment Policy on Mediastinitis Following Coronary Artery Bypass Graft Surgery in US Hospitals." *Infection Control and Hospital Epidemiology* 35 (2): 144–51.
- Carter, G. M., J. P. Newhouse, and D. A. Relles. 1990. "How Much Change in the Case Mix Index Is DRG Creep?" *Journal of Health Economics* 9 (4): 411–28.
- Elixhauser, A., C. Steiner, D. R. Harris, and R. M. Coffey. 1998. "Comorbidity Measures for Use with Administrative Data." *Medical Care* 36 (1): 8–27.
- Gheorghade, M., W. T. Abraham, N. M. Albert, B. H. Greenberg, C. M. O'Connor, L. She, W. G. Stough, C. W. Yancy, J. B. Young, C. G. Fonarow, and OPTIMIZE-HF Investigators and Coordinators. 2006. "Systolic Blood Pressure at Admission, Clinical Characteristics, and Outcomes in Patients Hospitalized with Acute Heart Failure." *JAMA* 296: 2217–26.

- Hsia, D. C., W. M. Krushat, A. B. Fagan, A. J. Tebbutt, and R. P. Kusserow. 1988. "Accuracy of Diagnostic Coding for Medicare Patients under the Prospective-Payment System." *New England Journal of Medicine* 318 (6): 352–5.
- Hsia, D. C., C. A. Ahern, B. P. Ritchie, L. M. Moscoe, and W. M. Krushat. 1992. "Medicare Reimbursement Accuracy under the Prospective Payment System, 1985 to 1988." *JAMA* 268 (7): 896–9.
- Jaques, R. M., J. Fotheringham, M. J. Campbell, and J. Nicholl. 2013. "Did Hospital Mortality in England Change from 2005 to 2010? A Retrospective Cohort Analysis." *BMC Health Services Research* 13 (1): 216.
- Kahlon, S., D. T. Eurich, R. S. Padwal, A. Malhotra, J. K. Minhas-Sandhu, T. J. Marrie, and S. R. Majumdar. 2013. "Obesity and Outcomes in Patients Hospitalized with Pneumonia." *Clinical Microbiology and Infection* 19 (8): 709–16.
- Laurberg, P., S. Andersen, I. Bülow Pedersen, and A. Carlé. 2005. "Hypothyroidism in the Elderly: Pathophysiology, Diagnosis and Treatment." *Drugs and Aging* 22 (1): 23–38.
- Lindenauer, P. K., T. Lagu, M.-S. Shieh, P. S. Pekow, and M. B. Rothberg. 2012. "Association of Diagnostic Coding with Trends in Hospitalizations and Mortality of Patients with Pneumonia, 2003-2009." *JAMA* 307 (13): 1405–13.
- Mohammed, M. A., J. J. Deeks, A. Girling, G. Rudge, M. Carmalt, A. J. Stevens, and R. J. Lilford. 2009. "Evidence of Methodological Bias in Hospital Standardised Mortality Ratios: Retrospective Database Study of English Hospitals." *BMJ* 338: b780.
- Nicholl, J. 2007. "Case-Mix Adjustment in Non-Randomised Observational Evaluations: The Constant Risk Fallacy." *Journal of Epidemiology and Community Health* 61 (11): 1010–3.
- Preyra, C. 2004. "Coding Response to a Case-Mix Measurement System Based on Multiple Diagnoses." *Health Services Research* 39 (4 Pt 1): 1027–45.
- Quan, H., V. Sundararajan, P. Halfon, A. Fong, B. Burnand, J. C. Luthi, L. D. Saunders, C. A. Beck, T. E. Feasby, and W. A. Ghali. 2005. "Coding Algorithms for Defining Comorbidities in ICD-9-CM and ICD-10 Administrative Data." *Medical Care* 43 (11): 1130–9.
- Ridder, H.-G., V. Doege, and S. Martini. 2007. "Differences in the Implementation of Diagnosis-Related Groups across Clinical Departments: A German Hospital Case Study." *Health Services Research* 42 (6 Pt 1): 2120–39.
- Sasaki, N., J. Lee, S. Park, T. Umegaki, S. Kunisawa, T. Otsubo, H. Ikai, and Y. Imanaka. 2013. "Development and Validation of an Acute Heart Failure-Specific Mortality Predictive Model Based on Administrative Data." *The Canadian Journal of Cardiology* 29 (9): 1055–61.
- Serdén, L., R. Lindqvist, and M. Rosén. 2003. "Have DRG-Based Prospective Payment Systems Influenced the Number of Secondary Diagnoses in Health Care Administrative Data?" *Health Policy* 65 (2): 101–7.
- Sung, J. J., E. J. Kuipers, and H. B. El-Serag. 2009. "Systematic Review: The Global Incidence and Prevalence of Peptic Ulcer Disease." *Alimentary Pharmacology & Therapeutics* 29 (9): 938–46.

- Turner, K., and C. Burchill. 2006. "Elixhauser Comorbidity Index Macro Code Using ICD-10" [accessed on October 9, 2012]. Available at http://mchp-appserv.cpe.umanitoba.ca/Upload/SAS/_ElixhauserICD10.sas.txt
- Vetter, S. Y., S. Studier-Fischer, A. Wentzensen, and C. Frank. 2009. "The Challenge of Auditing by Medical Health Insurance Inspectors: Development of Individual Case Inspections According to 275ff SGB V." *Unfallchirurg* 112 (8): 756–8.
- Wenke, A., A. Gaber, L. Hertle, N. Roeder, and G. Pühse. 2012. "Complexity Level Simulation in the German Diagnosis-Related Groups System: The Financial Effect of Coding of Comorbidity Diagnostics in Urology." *Urologe A* 51 (7): 975–81.

SUPPORTING INFORMATION

Additional supporting information may be found in the online version of this article:

Figure S1: Standardized Morbidity Ratios for Selected Elixhauser Diagnosis Groups, by Primary Disease (color).

Figure S2: Standardized Morbidity Ratios for Elixhauser Diagnosis Groups, by Primary Disease.

Figure S3: Odds Ratios of In-Hospital Death 2005 and 2012 in Patients Hospitalized for Stroke, Pneumonia, and Hip Fracture.

Table S4A: Proportion of Elixhauser Diagnosis Groups Coded in Data Records of Patients Hospitalized for Heart Failure.

Table S4B: Proportion of Elixhauser Diagnosis Groups Coded in Data Records of Patients Hospitalized for Stroke.

Table S4C: Proportion of Elixhauser Diagnosis Groups Coded in Data Records of Patients Hospitalized for Pneumonia.

Table S4D: Proportion of Elixhauser Diagnosis Groups Coded in Data Records of Patients Hospitalized for Hip Fracture.

