

INSTITUT PROF DR BECKER

**Present-On-Arrival-Kennzeichen (POA) für administrative Routinedaten in
Krankenhäusern.**

Literaturübersicht und Handlungsempfehlungen

Eine Ausarbeitung für die Gesellschaft für Qualitätsmanagement in der Gesundheitsversorgung e.V. (GQMG)

Autor

Prof. Dr. med. Andreas Becker

Institut Prof. Dr. Becker

Nonnenweg 120a

51503 Rösrath

T +49 2205 920-460

F +49 2205 920-462

M +49 172 2988040

E becker@i-pdb.de

W www.i-pdb.de

Stand: 12. März 2012

Danksagung

Ich bedanke mich bei Herrn Diplom-Informatiker Burkhard Fischer als Sprecher der GQMG-Arbeitsgruppe Kennzahlen und externe Qualitätsvergleiche für die konstruktive und angenehme Zusammenarbeit sowie die vielen wertvollen Hinweise.

Inhaltsverzeichnis

1.	Dokumentlebenslauf	7
2.	Vorbemerkung.....	8
3.	Zusammenfassung.....	9
4.	Hintergrund	11
5.	Einführung	12
6.	Methodik	17
7.	Ergebnisse der Literaturrecherche	18
8.	Inhalte der ausgewerteten Arbeiten.....	19
8.1.	Kennzeichen	19
8.2.	Ziele	20
8.3.	Einführung und Umsetzung	22
8.4.	Indikatoren und Kennzahlen.....	24
8.5.	Risikoadjustierung & Krankenhausvergleich	34
8.6.	Finanzierung & Kostenanalysen.....	37
8.7.	Personalausstattung	40
8.8.	Qualität der Kodierung & des POA-Kennzeichens	41
9.	Schlussfolgerung.....	43
10.	Empfehlungen	44
10.1.	Allgemeines.....	44
10.2.	Kodesplits	47
10.3.	Zusatzkodes.....	48
10.4.	Zusatzkennzeichen selektiv.....	49

10.5. Zusatzkennzeichen global	51
11. Berücksichtigte Dokumente	53
11.1. Zitierung	53
11.2. Abstracts	60
11.2.1. Bahl V (2008).....	60
11.2.2. Bardach NS (2010)	61
11.2.3. Borzecki AM (2011).....	62
11.2.4. Borzecki AM (2011a).....	63
11.2.5. Bowman S (2007).....	64
11.2.6. Cevasco M (2011)	65
11.2.7. Chen Q (2011)	66
11.2.8. D'Amato C (2007).....	67
11.2.9. Dubberke ER (2010)	68
11.2.10. Finlayson E (2009).....	69
11.2.11. Fry DE (2006).....	70
11.2.12. Fry DE (2007).....	71
11.2.13. Garrett G (2007).....	72
11.2.14. Glance LG (2008).....	73
11.2.15. Glance LG (2008a).....	74
11.2.16. Houchens RL (2008)	75
11.2.17. Hughes JS (2006).....	76
11.2.18. Iezzoni LI (2007)	77
11.2.19. Jackson TJ (2009)	78
11.2.20. Jackson T (2011).....	79
11.2.21. Kim H (2010)	80

11.2.22. Leibson CL (2008).....	81
11.2.23. Lin RY (2010)	82
11.2.24. Lyder CH (2009)	83
11.2.25. Mark BA (2010).....	84
11.2.26. McHugh MD (2011)	85
11.2.27. McNutt R (2010)	86
11.2.28. Meddings J (2010).....	88
11.2.29. Murer CG (2008).....	89
11.2.30. Naessens JM (2007)	90
11.2.31. Osler T (2011).....	91
11.2.32. Pine M (2007).....	92
11.2.33. Pine M (2009).....	93
11.2.34. Pine M (2009a).....	94
11.2.35. Rangachari P (2007)	95
11.2.36. Rosenstein AH (2009)	96
11.2.37. Sadeghi B (2010)	97
11.2.38. Saleh SS (2010).....	98
11.2.39. Scanlon MC (2008).....	99
11.2.40. Stukenborg GJ (2011).....	101
11.2.41. Talsma A (2010)	102
11.2.42. Verelst S (2010).....	103
11.2.43. Wachter RM (2008)	104
11.2.44. White RH (2009)	105
11.2.45. Zhan C (2009).....	106
11.2.46. Zrelak PA (2011).....	107

12.	Nicht berücksichtigte Dokumente.....	108
13.	Anhang: Statistische Fachbegriffe	111

1. Dokumentlebenslauf

Änderungen werden durch einen senkrechten Strich | am rechten Textrand kenntlich gemacht.

12.03.2012 Erste Version

2. Vorbemerkung

Im Krankenhausbereich können unter dem Begriff „Routinedaten“ sowohl klinische (z.B. anästhesiologische Daten im Rahmen einer Risikoeinschätzung/ Narkoseführung oder die Basisdokumentation in der Psychiatrie) als auch administrative Daten (z.B. nach §21 KHEntgG) verstanden werden.

Die vorliegende Ausarbeitung beschäftigt sich mit administrativen Routinedaten in Krankenhäusern, kurz „Routinedaten“ genannt.

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

3. Zusammenfassung

Die Anwendung von Routinedaten zu Zwecken der internen und externen Qualitätssicherung, der Risikoadjustierung, des (risikoadjustierten) Public Reportings und auch bei der Weiterentwicklung der Vergütungssysteme ist ohne ein „Present-On-Admission (POA)“-Kennzeichens für die zu kodierenden Diagnosen deutlich limitiert.

Die in der vorliegenden Ausarbeitung vorgestellte Literatur unterstreicht die Sinnhaftigkeit eines POA-Kennzeichens.

Gesetzgeber und Selbstverwaltung werden aufgefordert, sich der Problematik anzunehmen und ein im stationären Bereich verpflichtendes POA-Kennzeichen einzuführen.

Es resultieren die folgenden Empfehlungen (siehe hierzu auch den entsprechenden Abschnitt):

- Die Einführung eines POA-Kennzeichens für Diagnosen in den Datensätzen nach §21 KHEntgG und §301 SGB V wird empfohlen.
- Das POA-Kennzeichen kann auf unterschiedliche Art eingeführt werden (Kodesplits, Zusatzkodes Zusatzkennzeichen selektiv bzw. global), die Festlegung des Kennzeichens sollte unter Einbeziehung auch von Experten aus Wissenschaft und Krankenhauspraxis erfolgen.
- Ob das POA-Kennzeichen nur für Nebendiagnosen oder auch für die Hauptdiagnose angegeben werden soll, bedarf einer genauen Prüfung unter Berücksichtigung der Deutschen Kodierrichtlinien (DKR) unter Einbeziehung auch von Experten aus Wissenschaft und Krankenhauspraxis.
- Insgesamt bedarf die Einführung des POA-Kennzeichens einer genauen Prüfung der möglichen Wechselwirkungen bzw. Kollisionen mit weiteren Inhalten der DKR, der ICD (hier insbesondere den optionalen Schlüsselnummern), den Definitionen der externen Qualitätssicherung und auch der Entgeltsystematik inklusive der Regeln zur Fallzusammenführung.

- Bei den weiteren Überlegungen und Planungen bezüglich eines verpflichtenden POA-Kennzeichens ist unbedingt zu berücksichtigen, dass sich erheblicher Schulungsbedarf für das Krankenhauspersonal ergibt.
- Nach Schätzung des Autors wäre frühestens zwei bis drei Jahre nach Einführung des Kennzeichens und nach einer angemessenen Einführungsphase mit ausreichend belastbaren Daten zu rechnen, dieser Zeitraum ist zwingend mit definierten (externen) Maßnahmen zur Sicherung der Datenqualität zu begleiten, wie bereits oben angesprochen.
- In jedem Fall sind die Anwender schon in der Einführungsphase durch praktikable Handlungsanweisungen, Definitionen und auch datenqualitätssichernde Maßnahmen zu unterstützen.

4. Hintergrund

Die GQMG plant eine Stellungnahme zum Thema Routinedaten, in der der Stand der Literatur zu verschiedenen Fragestellungen abgebildet und Handlungsempfehlungen ausgesprochen werden sollen.

5. Einführung

Die nachfolgenden einführenden Inhalte werden aus der Übersichtsarbeit von **Becker et al. (2005)** zitiert: In der Literatur sind zahlreiche Publikationen zu finden, die sich mit der Anwendung von Routinedaten zu Zwecken der Qualitätssicherung beschäftigen. **Leber (2004)** schildert die Ergebnismessung mit Routinedaten im Kontext der Qualitätssicherung in einem wettbewerblichen Umfeld. Wiederkehrende Themen in der Literatur (hier auszugsweise dargestellt) zur Anwendung von Routinedaten sind die Identifizierung von Komplikationen, die Krankenhaussterblichkeit als Qualitätsindikator und die Frage von Krankheitsschweregrad und Komorbiditäts- bzw. Risikoadjustierung.

Ausführungen zur Datenqualität als Ergebnis der Kodierqualität sind immer wieder zu finden und führen zu der Erkenntnis, dass Daten, die auf Routinedaten basieren, nur unter Kenntnis der möglichen Limitierungen und mit dem erforderlichen Fachwissen interpretiert und angewendet werden sollen. Eindeutige Aussagen hierzu findet man in den Publikationen der **Agency for Healthcare Research and Quality (2007)** [AHRQ] und in der **HealthGrade Quality Study (2004)**. Somit ist die Kodierungsqualität nicht nur im Fokus der Abrechnung von Krankenhausleistungen zu betrachten, sondern auch - oder gerade - mit der Zielsetzung der Qualitätssicherung. Krankenhäuser sind also gut beraten, sich diese Thematik weiterhin systematisch anzunehmen.

Intrinsische Limitierungen der Klassifikationssysteme werden an verschiedenen Stellen beschrieben und sind auch heute noch relevant. Genannt sei hier die Schwierigkeit, auf Basis der ICD-Kodes zu entscheiden, ob eine bestimmte Nebendiagnose bei Aufnahme bestand oder im Krankenhaus aufgetreten ist bzw. die Entscheidung, ob ein ICD-Kode in einer spezifischen klinischen Konstellation als Komorbidität, Komplikation und/oder als Hinweis auf Abweichungen von (intern festgelegten) diagnostisch-therapeutischen Konzepten zu bewerten ist.

Hierzu Beispiele aus der ICD-Klassifikation: Die „Harnwegsinfektion, Lokalisation nicht näher bezeichnet (N39.0)“ ist ein Beispiel für die Frage, ob es sich um eine nosokomiale Infektion handelt oder nicht. Hilfsweise kann die berechnete präoperative Verweildauer herangezogen werden: Je kleiner dieser Wert ist, umso größer ist die Wahrscheinlichkeit, dass es sich

um eine im Krankenhaus erworbene Infektion handelt, denn mit Ausnahme von Notfällen ist es sehr unwahrscheinlich, dass Patienten mit einer solchen Zusatzdiagnose operiert werden.

Als Beispiele für Kodes, die als Nebendiagnose eine spezifischere (wenn auch nicht immer ausreichende) Interpretation zulassen, können genannt werden „Nierenversagen nach medizinischen Maßnahmen (N99.0)“ und „Blutung und Hämatom als Komplikation eines Eingriffes, anderenorts nicht klassifiziert (T81.0)“. Doch auch diese auf den ersten Blick eindeutigeren Kodes sind in der praktischen Anwendung (zum Beispiel zum Screening auf unerwünschte Ereignisse bzw. Behandlungsverläufe) mit Vorsicht zu interpretieren, denn beide Nebendiagnosen können bereits bei Aufnahme vorliegen, dies kommt insbesondere bei Aufnahmen aus anderen Krankenhäusern nach Erfahrung des Autors vor. Ob die Kodierung dieser Diagnosen dann immer in Übereinstimmung mit den Deutschen Kodierrichtlinien (DKR) erfolgt, ist nicht Gegenstand dieser Ausführungen und auch für die vorliegende Fragestellung nicht relevant. Selbst wenn ein solcher Kode entgegen der DKR kodiert würde, so könnte er über ein entsprechendes Zusatzkennzeichen wenigstens hinsichtlich der Frage „vorbestehend oder während des aktuellen Aufenthaltes erworben“ klassifiziert werden.

Nebendiagnosen aus der Gruppe „Angina pectoris (I20.~)“ deuten nicht nur bei operativen Patienten auf ein Ereignis im Sinne einer Komplikation hin, hier stellt sich insbesondere die Frage nach der Fähigkeit der Organisation zur Prävention periprozeduraler Ereignisse und im Hinblick auf das outcome häufig auch die Frage nach der Fähigkeit zum Umgang mit unerwünschten Ereignissen (Reagibilität der Organisation).

Auch dieses Beispiel zeigt die Komplexität des Problems: Wird ein Patient z.B. mit der Hauptdiagnose „Schädelfraktur“ aufgenommen, so kann die Nebendiagnose „Angina pectoris, nicht näher bezeichnet (I20.9)“ für ein unerwünschtes Ereignis stehen, es besteht aber auch die Möglichkeit, dass die Schädelfraktur im Rahmen der Angina pectoris durch einen konsekutiven Sturz entstanden ist.

Für Patienten und Krankenhäuser ist das Thema „Sturz im Krankenhaus“ von großer Bedeutung. Da es hierfür keinen ICD-Kode gibt, kann nur über ein indirektes Verfahren ein Screening auf Sturzpatienten erfolgen. Hierbei werden Sturzfolgen als Nebendiagnosen bzw. für die Hauptdiagnose untypische OPS-Kodes gesucht, wie zum Beispiel die operative Versorgung einer Fraktur bei einem Patienten mit ischämischem Hirninfarkt.

Auch hier sind verschiedene Punkte zu berücksichtigen, so zum Beispiel kommen Stürze nicht nur bei konservativ-behandelten Patienten vor, auch ein Patient nach elektiver Hüftprothesenimplantation oder nach operativer Versorgung einer Oberschenkelhalsfraktur kann im Rahmen der (Eigen-) Mobilisierung stürzen. Zwar liegt zu jedem OPS-Kode eine Uhrzeit vor, jedoch kann die schnelle OP nach Krankenausaufnahme nicht sicher einen Sturz im Krankenhaus ausschließen und ebenso wenig kann eine entsprechende OP am 10. Tag nach Aufnahme einen Sturz sicher anzeigen. Weiterhin erschwert wird die Detektion solcher Fälle durch den Umstand, dass mitunter auch nur Prellungen als Nebendiagnosen und somit (fragliche) Sturzfolgen vorliegen und als solche auch kodiert sind.

Gerade bei Patienten mit ischämischem Hirninfarkt werden immer wieder solche Konstellationen in den Daten beobachtet, hier wäre ein eindeutiges Kennzeichen zur Klassifikation „vorbestehend oder während des aktuellen Aufenthaltes erworben“ sehr hilfreich.

Mit der Einführung des Zusatzkodes „Anderenorts klassifizierte, im Krankenhaus erworbene Pneumonie bei Patienten von 18 Jahren und älter (U69.00)“ wurde für die Pneumonie eine Abgrenzungsmöglichkeit geschaffen, die auch mit einer eindeutigen Definition auf Grundlage der CDC-Kriterien versehen und somit klinisch nachvollziehbar ist. Es wäre erfreulich, wenn diese Möglichkeit mittels eines bei Krankenhausdiagnosen verpflichtend anzugebenden Zusatzkennzeichens abgelöst würde. Nur so kann vermieden werden, dass Pneumoniediagnosen nur durch Vergessen des Zusatzkodes falsch klassifiziert werden.

Abschließend soll die Bedeutung der Fragestellung noch am Beispiel der Risikoadjustierung erläutert werden.

Ein Ziel der Analyse von Kennzahlen ist es, Behandlungsergebnisse medizinischer Versorgungseinrichtungen einander gegenüber zu stellen, um Verbesserungspotentiale für die untersuchten Einrichtungen aufzuzeigen. Bei solchen Vergleichen können jedoch patientenbezogene, von der Einrichtung nicht beeinflussbare Risikofaktoren eine entscheidende Rolle spielen und bewirken, dass trotz gleicher Qualität der erbrachten Leistung unterschiedliche Behandlungsergebnisse erzielt werden. Es können sowohl demografische Merkmale wie Alter oder Geschlecht der Patienten als auch krankheitsspezifische Faktoren wie Schweregrad der Erkrankung oder Komorbiditäten das Behandlungsergebnis einer Einrichtung beeinflussen. So wird etwa ein Krankenhaus, das viele ältere und multimorbide Patienten behandelt,

im Einrichtungsvergleich vermeintlich schlechter abschneiden als ein Krankenhaus mit einer jüngeren, gesünderen Patientenklientel – unabhängig von der Versorgungsqualität. Werden solche relevanten Risikofaktoren beim Gegenüberstellen der Ergebnisse vernachlässigt, kann dies zu unfairen Vergleichen und falschen Schlussfolgerungen führen. Um entscheiden zu können, ob tatsächlich Unterschiede in der Versorgungsqualität vorliegen, müssen daher zwischen den Einrichtungen gleiche Ausgangsbedingungen im Hinblick auf die zu vergleichenden Ergebnisse geschaffen werden.

Hierzu dient die Risikoadjustierung, die mit geeigneten statistischen Methoden Unterschiede im Patientenspektrum ausgleichen soll. Ihr Ziel ist es, Einrichtungsvergleiche insofern gerecht zu gestalten, dass Unterschiede in den Ergebnissen auch tatsächlich Unterschiede in der Versorgungsqualität abbilden und nicht auf verschiedene Patientenstrukturen zurückzuführen sind.

Die Risikoadjustierung ist somit vor allem für Kennzahlen von Bedeutung, die Behandlungsresultate (Outcomes) abbilden sollen. Bei Kennzahlen, die sich auf Behandlungsindikationen oder Behandlungsprozesse beziehen, kann in der Regel auf eine Risikoadjustierung verzichtet werden.

Im Rahmen der Berechnung eines Risikomodells für die Vorhersage der Sterbewahrscheinlichkeit (Krankenhaussterblichkeit) von Patienten mit akutem Myokardinfarkt bzw. die Berechnung der risikoadjustierten Krankenhaussterblichkeit zu Zwecken eines Einrichtungsvergleichs wurden unter anderem die folgenden zwei Nebendiagnosen einer univariaten logistischen Regression mit Bootstrapping (1.000 Stichproben) unterzogen (4.090 Fälle).

Für die Nebendiagnosegruppe „N17.~ Akutes Nierenversagen“ wurde ein Odds-Ratio von 16,9 (95% Konfidenzintervall 11,7-24,5 / p< 0,001) und für die Nebendiagnose „R57.0 Kardiogener Schock“ ein Odds-Ratio von 20,3 (95% Konfidenzintervall 15,1-27,2 / p< 0,001) berechnet.

Beide Kodes konnten dennoch nicht in die multivariate Berechnung des Gesamtmodells einbezogen werden, da beide Nebendiagnosen sowohl Folge des Myokardinfarkts bzw. mit ihm assoziiert sein können aber auch während des stationären Aufenthaltes im Sinne unerwünschter Ereignisse auftreten können. Hierbei kann das akute Nierenversagen auf eine PCI

folgen oder konsekutiv bei schlechtem cardiac output, für den kardiogenen Schock sind solche Szenarien ebenfalls problemlos skizzierbar.

Die bei unspezifischen Kodes bisher zur Anwendung kommenden Methoden (z.B. Heranziehung der präoperativen Verweildauer zur Einstufung eines Harnwegsinfektes als vorbestehend oder im Krankenhaus erworben) sind eher als „work-arounds“ zu betrachten und können daher als „heuristische Methode“¹ mit nicht näher präzisierbarer Genauigkeit eingestuft werden. Ein definiertes Zusatzkennzeichen ist dann eine „deterministische“ Methode, deren Genauigkeit nur noch durch die Qualität der Dokumentation und Kodierung unter Berücksichtigung der Vorgaben der Deutschen Kodierrichtlinien und der ICD-Klassifikation bestimmt ist und nicht durch Grundannahmen, die mitunter auch willkürlich getroffen werden (siehe hierzu auch die Ausführungen von **Bott 2011**).

An dieser Stelle soll noch erwähnt werden, dass dem Autor natürlich bewusst ist, dass die Verfahren zur Risikoadjustierung natürlich immer nur probabilistische Verfahren bleiben, auch wenn ein Zusatzkennzeichen die Güte der Parameter, die zum Beispiel in einer multivariaten logistischen Regression verwendet werden, verbessert (**Nicholl 2011**).

Hughes et al. (2006) geben eine umfassende Übersicht zur Erkennung von potentiell vermeidbaren Komplikationen durch die Anwendung eines POA-Kennzeichens.

Weitere Ausführungen zur Einbindung von „present on admission data“ sind zu finden bei der Agency for Healthcare Research and Quality (**AHRQ**) [2011] im Manual „Quality Indicator Empirical Methods“.

Eine ausführliche Übersicht zum Thema „Research based on administrative data“ ist zu finden bei **Finlayson & Birkmeyer (2009)**.

Lyder & Ayello (2009) geben eine umfassende Übersicht zur Bedeutung des POA-Kennzeichens im Zusammenhang mit Dekubitalgeschwüren.

¹ Bott (2011) bezeichnet dies nicht ganz korrekt als „probabilistische Methode“

6. Methodik

Am 02.01.2012 wurde in PubMed² die folgende Recherche durchgeführt, wobei zu erwähnen ist, dass keiner der gesuchten Begriffe in der MeSH-Datenbank enthalten ist:

#1 Search **(administrative-data OR routine-data OR claims-data) AND ("2005/01/01"[Date - Publication] : "2012/01/02"[Date - Publication]) Limits: Humans, English, German**

Diese Suche ergab 3.271 Treffer

#2 Search **(present-on-admission OR POA) AND ("2005/01/01"[Date - Publication] : "2012/01/02"[Date - Publication]) Limits: Humans, English, German**

Diese Suche ergab 181 Treffer

#3 Search **#1 AND #2**

Diese Suche ergab 20 Treffer

Auf Basis der Suche #2 wurden dann 181 Abstracts gesichtet und hiervon dann 68 mit (direktem oder indirektem) Bezug zu „POA“ im Abstract bei der Zentralbibliothek der Medizin in Köln im Volltext bestellt.

² PubMed US National Library of Medicine National Institutes of Health. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/sites/entrez?db=pubmed>

7. Ergebnisse der Literaturrecherche

Von den 68 bestellten Artikeln wurden 45 für die vorliegende Ausarbeitung verwendet. Bei 23 Artikeln ergab die genauere Sichtung, dass sie keine verwertbaren Informationen bzw. Aussagen zum POA-Kennzeichen enthielten oder als ältere Artikel keine neuen Erkenntnisse im Vergleich zu anderen Arbeiten lieferten.

Aus eigenem Datenbestand wurden zusätzlich 4 Arbeiten bzw. frei verfügbare Vortragsunterlagen berücksichtigt: **Becker (2005)**, **Bott (2011)**, **Finlayson (2009)** und **Nicholl (2011)**.

Eine Handrecherche im Internet führte zur Berücksichtigung eines weiteren Dokuments: **AHRQ (2011)**.

Insgesamt wurden in der Ausarbeitung 50 Dokumente (45+4+1) verwendet.

8. Inhalte der ausgewerteten Arbeiten

8.1. Kennzeichen

Die aktuelle Version findet sich in den POA-Guidelines³ [herausgegeben von der American Hospital Association (AHIMA), Centers for Medicare and Medicaid Services (CMS) und dem National Center for Health Statistics (NCHS)], Seite 102:

Reporting Options

Y - Yes

N - No

U-Unknown

W - Clinically undetermined

Unreported/Not used (or „1“ for medicare usage) - (Exempt from POA reporting)

Y = present at the time of inpatient admission

N = not present at the time of inpatient admission

U = documentation is insufficient to determine if condition is present on admission

W = provider is unable to clinically determine whether condition was present on admission or not

Es wird betont, dass eine konsistente und vollständige Dokumentation zur Festlegung des POA-Kennzeichens erforderlich ist und auch die Verantwortlichkeit für die Festlegung des POA-Kennzeichens wird geklärt (Seite 101):

As stated in the Introduction to the ICD-10-CM Official Guidelines for Coding and Reporting, a joint effort between the healthcare provider and the coder is essential to achieve complete and accurate documentation, code assignment, and reporting of diagnoses and procedures. The importance of consistent, complete documentation in the medical record cannot be overemphasized. Medical record documentation from any provider involved in the care and treatment of the patient may be used to support the determination of whether a condition was present on admission or not. In the context of the official coding guidelines, the term “provider” means a physician or any qualified healthcare practitioner who is legally accountable for establishing the patient’s diagnosis.

³ Centers for Disease Control and Prevention (CDC). ICD-10-CM Official Guidelines for Coding and Reporting 2011. Verfügbar unter http://www.cdc.gov/nchs/data/icd9/10cmguidelines2011_FINAL.pdf (letzte Einsicht 05.03.2012)

8.2. Ziele

Garrett et al. (2007) führen die folgenden Aspekte tabellarisch auf, die in der Literatur wiederkehrend zu finden sind:

Many groups, including the National Committee on Vital and Health Statistics, believe the POA information will improve the ability of administrative claims data to assess quality of care and help perform risk adjustment.

The POA indicator is expected to provide a mechanism to distinguish between pre-existing conditions and complications and add precision to ICD-9-coding in administrative data. It is also expected to:

- Reduce the number of false-positives in quality assessments
- Improve the accuracy of patient safety and quality care measurements
- Provide a mechanism to increase the validity of hospital report cards
- Provide a mechanism and stepping stone for the pay-for-performance initiative
- Allow the expansion of code sets for use in outcomes reporting
- Improve the accuracy in mortality risk assessment research

Bowman (2007) fügt spezifisch für P4P-Programme hinzu:

Improve design and fairness of pay-for-performance programs

Hieraus lassen sich für Deutschland die folgenden Ziele konkret formulieren:

- Erhöhung der Validität⁴ von Indikator- bzw. Kennzahlenergebnissen im Zähler (Auslösen des Kriterium)
- Erhöhung der Validität von Indikator- bzw. Kennzahlenergebnissen im Nenner (Grundgesamtheit)
- In der Folge Erhöhung der Validität von Indikator- und Kennzahlergebnissen
- Erhöhung der Validität von Modellen zur Risikostratifizierung und Risikoadjustierung
- Reduktion des Dokumentationsaufwandes in der einrichtungsübergreifenden Qualitätssicherung durch Ersatz von Dokumentationsdaten durch Routinedaten mit POA-Kennzeichen.

⁴ Sensitivität, Spezifität, positiver Vorhersagewert (PPV) und negativer Vorhersagewert (NPV). Siehe hierzu auch **Benchimol et al. (2011)**

8.3. Einführung und Umsetzung

Verschiedene Autoren führen zu den manageriellen und klinischen Anforderungen aus, die sich aus der Einführung und Umsetzung des POA-Kennzeichens in US-amerikanischen Kliniken ergaben: **D'Amatao et al. (2007), Garrett et al. (2007), Murer (2008), Bowman (2007)**.

Hieraus sinngemäß einige Leitsätze:

Enthält die Rechnung nicht für jede Diagnose einen gültigen POA-Kode, so wird die Rechnung zur Vervollständigung zurückgegeben. (**Garrett et al. 2007**)

Die POA-Guidelines⁵ (herausgegeben von der American Hospital Association, Centers for Medicare and Medicaid Services und dem National Center for Health Statistics) betont, dass eine konsistente und vollständige Dokumentation zur Festlegung des POA-Kennzeichens erforderlich ist.

Die Dokumentation „must come from the provider, physician, or qualified healthcare practitioner who is legally responsible for establishing the patient's diagnosis.“ So wie bei der Festlegung der Diagnose wird auch die POA-Information nicht aus der Dokumentation so genannter „non-provider“ entnommen, hierzu zählt z.B. die Dokumentation von Pflegekräften oder Diätassistenten. (**Garrett et al. 2007**)

Umfangreiche Maßnahmen zur Schulung des ärztlichen Dienstes und der Kodierfachkräfte sind erforderlich. (**Garrett et al. 2007**)

Mechanismen zur Qualitätssicherung des POA-Kennzeichens sind erforderlich. (**Garrett et al. 2007**)

Das POA-Kennzeichen ist auch für die Hauptdiagnose anzugeben, weil die Struktur der Kodes für Komplikationen bei Schwangerschaft, Geburt und Wochenbett so gelagert ist, dass es sich potentiell auch um Merkmale handeln kann, die sich nach der Aufnahme eingestellt haben. (**Bowman 2007**)

⁵ Centers for Disease Control and Prevention (CDC). ICD-10-CM Official Guidelines for Coding and Reporting 2011. Verfügbar unter http://www.cdc.gov/nchs/data/icd9/10cmguidelines2011_FINAL.pdf (letzte Einsicht 26.01.2012)

AHIMA, CMS und NCHS⁶ haben eine Liste von ICD-Kodes herausgegeben, bei denen das POA-Kennzeichen nicht zu vergeben ist. Hierzu gehören Faktoren, die die Inanspruchnahme des Gesundheitswesens beeinflussen, Faktoren die den Gesundheitszustand beeinflussen ohne eine Erkrankung oder Verletzung darzustellen bzw. Diagnosen, die grundsätzlich bereits bei Aufnahme vorhanden sind. (**Bowman 2007**)

⁶ Ebenda

8.4. Indikatoren und Kennzahlen

Cavasco et al. (2011) untersuchten in zwei retrospektiven Studien an getrennten Kohorten den positiv prädiktiven Wert (Positive Predictive Value [PPV]) des AHRQ Patientensicherheitsindikators (PSI) „Postoperative Sepsis“:

Two retrospective cross-sectional studies of hospitalization records that met PSI 13 criteria were conducted, one within the Veterans Administration (VA) Hospitals from fiscal years (FY) 2003 to 2007, and one within community hospitals between October 1, 2005 and March 31, 2007. Trained abstractors reviewed medical records from each database using standardized abstraction instruments. We determined the PPV of the indicator and performed descriptive analyses of cases.

Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. Es zeigten sich folgende Werte für den PPV:

Kohorte 1: 53% (112 Fälle mit positivem Indikator, davon 59 richtig-positiv, 53 falsch-positiv) [95% CI 42% bis 64%]

Kohorte 2: 41% (164 Fälle mit positivem Indikator, davon 67 richtig-positiv, 97 falsch-positiv) [95% CI 28% bis 54%]

Von den falsch-positiven Fällen lag bei 30% (Kohorte 1) bzw. 28% (Kohorte 2) der Fälle die Infektion bereits bei Aufnahme vor.

Die Autoren führen aus, dass ihre Ergebnisse mit anderen Studien übereinstimmen, die gezeigt haben, dass die Einführung eines POA-Kennzeichens die falsch-positiven Rate in Krankenhäusern der Veterans Administration (VA) substanziell senken kann. In den vorliegenden Kohorten hätte ein solches Kennzeichen zu PPV von 67% (Kohorte 1) bzw. 53% (Kohorte 2) geführt. Natürlich ist die Validität des Indikators auch mit den besseren PPV noch unzureichend, was durch weitere erkannte Ursachen (wie z.B. die Kodierungsqualität) erklärt wird.

Chen et al. (2011) untersuchten in einer retrospektiven Studie den PPV des AHRQ Patientensicherheitsindikators „Foreign body left during procedure“. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. Von 652.093 Fällen wurden 93 durch den Indikator als positiv deklariert, davon waren 42 richtig-positiv, was einem PPV von 45% entspricht (95% CI 35% bis 56%). Bei den falsch-positiven Fälle (51) lag der Fremdkörper in 57% (29 Fälle) bereits bei Aufnahme vor und bei 43% (22) handelte es sich um Kodierungsfehler.

Die Autoren merken an, dass eine so hohe Zahl von falsch-positiven Fällen die Notwendigkeit eines POA-Kennzeichens in Krankenhäusern der VA verdeutlicht.

Anmerkung des Autors: Zieht man die 29 bereits bei Aufnahme vorhandenen Fälle von den 93 als positiv deklarierten Fällen ab, so verbleiben 64 Fälle. Bei 42 richtig-positiven ergibt sich dann ein PPV von 67%, der für ein Screeningverfahren deutlich günstiger wäre.

Cevasco et al. (2011) untersuchten in einer retrospektiven Studie den PPV des AHRQ Patientensicherheitsindikators „Central Venous Catheter-Related Bloodstream Infections“. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. 112 Fälle wurden durch den Indikator als positiv deklariert, davon waren 42 richtig-positiv, was einem PPV von 38% entspricht (95% CI 29% bis 47%). Bei den falsch-positiven Fällen (70) lag die Infektion in 30% (21 Fälle) bereits bei Aufnahme vor.

Die Autoren schlussfolgern, dass die Einführung eines POA-Kennzeichens und spezifischere ICD-Kodes (als Abhilfe für Kodierungsfehler) in den Krankenhäusern der VA die Validität des Indikators erhöhen würde, es ergäbe sich dann ein PPV von 81% (95% CI 73% bis 88%).

Auch **Zrelak et al. (2011)** untersuchten in einer retrospektiven Studie den PPV des AHRQ Patientensicherheitsindikators „Central Venous Catheter-Related Bloodstream Infections“. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. 191 Fälle wurden durch den Indikator als positiv deklariert, davon waren 104 richtig-positiv, was einem PPV von 54% entspricht (95% CI 40% bis 69%). Bei den falsch-positiven Fällen (87 Fälle / 46%) lag die Infektion in 44% (38 Fälle) bereits bei Aufnahme vor.

Die Autoren schlussfolgern, dass ein POA-Kennzeichens die Validität des Indikators erhöhen würde.

Borzecki et al. (2011) untersuchten in einer retrospektiven Studie den PPV des AHRQ Patientensicherheitsindikators „Postoperative Physiologic and Metabolic Derangement“ (hier: Nieren- und Diabetesbezogene Komplikationen). Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. 119 Fälle wurden durch den Indikator als positiv deklariert, davon waren 75 richtig-positiv, was einem PPV von 63% entspricht (95% CI 54% bis 72%). Bei den falsch-positiven Fällen (44) lag die physiologische Entgleisung in 23% (10 Fälle) bereits bei Aufnahme vor.

Die Autoren schlussfolgern u.a., dass die Einführung eines POA-Kennzeichens in den Krankenhäusern der VA die Validität des Indikators erhöhen würde.

In einer weiteren retrospektiven Studie untersuchten **Borzecki et al. (2011a)** den PPV des AHRQ Patientensicherheitsindikators „Postoperative Hemorrhage or Hematoma“. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. 112 Fälle wurden durch den Indikator als positiv deklariert, davon waren 84 richtig-positiv, was einem PPV von 75% entspricht (95% CI 66% bis 83%). Bei den falsch-positiven Fällen (28) lag die Blutung in 29% (8 Fälle) bereits bei Aufnahme vor.

Die Autoren schlussfolgern u.a., dass die Einführung eines POA-Kennzeichens in den Krankenhäusern der VA die Validität des Indikators erhöhen würde.

White et al. (2009) untersuchten in einer retrospektiven Studie den PPV des AHRQ Patientensicherheitsindikators „Postoperative Venous Thromboembolism“. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. 573 Fälle wurden durch den Indikator als positiv deklariert, davon waren 451 richtig-positiv, was einem PPV von 79% entspricht

(95% CI 75% bis 82%). Bei den falsch-positiven Fälle (122) lag die Thrombose in 61% (74 Fälle) bereits bei Aufnahme vor.

Die Autoren schlussfolgern u.a., dass die Verwendung eines POA-Kennzeichens die Validität des Indikators erhöhen würde.

Leibson et al. (2008) untersuchten in einer retrospektiven Untersuchung die Raten venöser Thromboembolien hospitalisierter Patienten mit und ohne Berücksichtigung des POA-Kennzeichens. Als Goldstandard wurden die Daten des „Rochester Epidemiology Project (REP)“ herangezogen. Die beiden Ansätze zeigten deutlich unterschiedliche Werte für PPV und Sensitivität:

BACKGROUND: Efforts to identify hospital-acquired complications from claims data by applying exclusion rules to discharge diagnosis codes exhibit low positive predictive value (PPV). The PPV improves when a variable is added to each secondary diagnosis to indicate whether the condition was "present-on-admission" (POA) or "hospital-acquired". Such indicator variables will soon be required for Medicare reimbursement. No estimates are available, however, of the proportion of hospital-acquired complications that are missed (sensitivity) using either exclusion rules or indicator variables. We estimated sensitivity, specificity, PPV, and negative predictive value (NPV) of claims-based approaches using the Rochester Epidemiology Project (REP) venous thromboembolism (VTE) cohort as a "gold standard."

METHODS: All inpatient encounters by Olmsted County, Minnesota, residents at Mayo Clinic-affiliated hospitals 1995-1998 constituted the at-risk-population. REP-identified hospital-acquired VTE consisted of all objectively-diagnosed VTE among County residents 1995-1998, whose onset of symptoms occurred during inpatient stays at these hospitals, as confirmed by detailed review of County residents' provider-linked medical records. Claims-based approaches used billing data from these hospitals.

RESULTS: Of 37,845 inpatient encounters, 98 had REP-identified hospital-acquired VTE; 47 (48%) were medical encounters. NPV and specificity were >99% for both claims-based approaches. Although indicator variables provided higher PPV (74%) compared with exclusion rules (35%), the sensitivity for exclusion rules was 74% compared with only 38% for indicator variables. Misclassification was greater for medical than surgical encounters.

PPV liegt bei Berücksichtigung des POA-Kennzeichens mit 74,4% deutlich höher, während die Sensitivität mit 38,2% deutlich abnimmt.

Die Autoren schlussfolgern, dass ihre Daten die erforderliche Verbesserung der Qualität der Nebendiagnosen unterstreichen, die u.a. durch ein POA-Kennzeichen erreicht werden kann.

Scanlon et al. (2008) bewerteten in einer retrospektiven Studie 11 AHRQ „Pediatric Quality Indicators“. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. Die einzelnen Indikatoren zeigten deutlich unterschiedliche PPV mit einer ebenso großen Range des PPV eines Indikators in den beteiligten Krankenhäusern (zu den einzelnen Werten sei an dieser Stelle auf die Originalpublikation verwiesen).

Die Autoren schlussfolgern u.a., dass die Verwendung eines POA-Kennzeichens die Validität der Indikatoren erhöhen würde.

Bahl et al. (2008) untersuchten in einer retrospektiven single-center Studie, welchen Einfluss ein POA-Kennzeichen auf die nicht-adjustierten Raten der AHRQ Pateintensicherheitsindikatoren hat. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. Dreizehn PSI zeigten mindestens 1 Fall im Nenner und konnten daher ausgewertet werden. Die Raten der einzelnen PSI unterschieden sich bei 12 Indikatoren, wobei die Raten in den POA-Gruppen niedriger lagen. Signifikant niedrigere Raten lagen bei 5 Patientensicherheitsindikatoren vor:

Thirteen PSIs had at least 1 case in the numerator. Rates for all but 1 of the 13 were lower using the PoA values and the reduction was statistically significant for 5 PSIs: decubitus ulcer ($P < 0.001$), foreign body left in ($P = 0.033$), selected infections due to medical care ($P < 0.001$), postoperative physiologic and metabolic derangement ($P = 0.039$), and postoperative pulmonary embolism or deep vein thrombosis ($P < 0.001$). Results were consistent with those of the analysis of medical records.

Die Autoren kommen u.a. zu dem Schluss, dass nicht-adjustierte Raten der PSI zu hoch sind, da sie nicht zwischen vorbestehenden Zuständen und während des Aufenthaltes erworbenen Komplikationen unterscheiden können.

Auch **Houchens et al. (2008)** untersuchten in einer retrospektiven Studie, welchen Einfluss ein POA-Kennzeichen auf die nicht-adjustierten Raten der AHRQ Pateintensicherheitsindikatoren hat. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. Dreizehn

PSI zeigten mindestens 1 Fall im Nenner und konnten daher ausgewertet werden. Die Raten der einzelnen PSI unterschieden sich bei 3 Indikatoren (Dekubitus, postoperative Hüftfraktur und Lungenembolie bzw. tiefe Venenthrombose deutlich, wobei die Raten in den POA-Gruppen niedriger lagen.

Die Autoren kommen u.a. zu dem Schluss, dass 3 der 13 untersuchten Indikatoren ohne POA-Kennzeichen nicht valide sind und sie daher nicht zur Messung von Patientensicherheitsereignissen herangezogen werden können.

Naessens et al. (2007) untersuchten in einer retrospektiven Studie alle 20 PSI der AHRQ und zogen ebenfalls die medizinische Dokumentation als Goldstandard heran. Bei rund 1/3 der Fälle basierte die Einstufung des Indikators auf Diagnosen, die bereits bei der Aufnahme vorlagen.

Die Autoren kommen zu dem Schluss, dass die PSI in großem Umfang auf vorbestehenden Diagnose basieren und daher keine geeigneten Indikatoren zur Erkennung von „adverse hospital events“ sind.

Glance et al. (2008) untersuchten retrospektiv die Raten von 8 PSI bei Patienten mit isolierter CABG-Operation. Die Analyse wurde getrennt mit und ohne POA-Kennzeichen durchgeführt. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. Bei 4 PSI lag die falsch-positiv Rate $\geq 20\%$ (20% bis 41%). Bei 3 PSI zeigten sich relevante Unterschiede zwischen den Analysen mit und ohne POA-Kennzeichen.

Die Autoren schlussfolgern, dass ein POA-Kennzeichen die Genauigkeit der PSI erhöht.

Anmerkung: Die hohe falsch-positiv Rate kann Zeichen einer Inhomogenität der Studienpopulation sein und somit die Aussagekraft der Studie in Frage stellen.

Glance et al. (2008a) untersuchten in einer weiteren retrospektiven Studie Daten von rund 2 Millionen chirurgischen und internistischen Patienten. Bei insgesamt 13 Patientengruppen wurde die risikoadjustierte Krankenhaussterblichkeit untersucht. Die Analyse wurde ge-

trennt in 2 Gruppen mit und ohne POA-Kennzeichen durchgeführt. Im Ergebnis wurde festgehalten, dass sich die beiden Gruppen hinsichtlich der Krankenhaussterblichkeit bei den chirurgischen Patientengruppen (bis auf Patienten mit PCI) deutlich unterschieden. Ebenso kam es zu umfangreichen Verschiebungen in den Krankenhausrankings, wenn diese getrennt mit und ohne POA-Kennzeichen ermittelt wurden.

Die Autoren schlussfolgern, dass ein public reporting auf Basis von Routinedaten eine Verbesserung der Datenqualität durch das POA-Kennzeichen erfordert.

Sadeghi et al. (2010) untersuchten in einer retrospektiven Studie den PPV des AHRQ Patientensicherheitsindikators „iatrogenic Pneumothorax“. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. 200 Fälle wurden durch den Indikator als positiv deklariert, davon waren 156 richtig-positiv, was einem PPV von 78% entspricht (95% CI 73% bis 82%). Bei den falsch-positiven Fällen (44) lag der Pneumothorax in 7% (14 Fälle) bereits bei Aufnahme vor.

Die Autoren schlussfolgern u.a., dass der Indikator zur Qualitätsverbesserung angewendet werden kann.

Kim et al. (2010) untersuchten retrospektiv die Raten von 4 PSI bei chirurgischen Patienten. Die Analyse wurde getrennt mit und ohne POA-Kennzeichen durchgeführt. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. Es wurden die folgenden Raten (Ergebnisse pro 1.000 Fälle, ohne/mit POA-Kennzeichen) festgestellt: Dekubitus 25,6 vs. 5,8 / Infektionen als Folge medizinischer Behandlung 4,1 vs. 1,9 / postoperatives respiratorisches Versagen 12,3 vs. 9,7 und postoperative Lungenembolie oder tiefe Venenthrombose 15,6 vs. 4,7.

Die Autoren schlussfolgern, dass ein POA-Kennzeichen die Genauigkeit der PSI erhöht.

Talsma et al. (2010) untersuchten retrospektiv die Raten des PSI „Failure To Rescue (FTR)“. Die Analyse wurde getrennt mit und ohne POA-Kennzeichen durchgeführt. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. Bei 49,5% der über den PSI als „FTR“ klassifizierten Fälle lag der zu Grunde liegende Zustand (z.B. Nierenversagen) bereits bei Aufnahme vor. Die FTR-Sterberate betrug bei den POA-Patienten 11% und bei den im Krankenhaus erworbenen Komplikationen 16%.

Verelst et al. (2010) untersuchten retrospektiv 1.515 Fälle, die mittels 5 AHRQ-PSI untersucht wurden. Die Analyse wurde getrennt mit und ohne POA-Kennzeichen durchgeführt. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. Die positiven und negativen Vorhersagewerte (PPV, NPV) waren für die einzelnen PSI wie folgt:

RESULTS: Postoperative wound infection received the highest positive predictive value (62.3%), whereas postoperative sepsis and ventilator-associated pneumonia were rated as only 44.2% and 29.9% respectively. Excluding present on admission from the screening substantially decreased the positive predictive value of pressure ulcer from 74.5% to 54.3%, as pressure ulcers present on admission were responsible for more B-HDDS-medical record mismatches than any other indicator. Over half (56.8%) of false-positive cases for postoperative sepsis were due to a lack of specificity of the ICD-9-CM code, whereas in 58.6% of false-positive cases for ventilator-associated pneumonia, clinical criteria appeared to be too stringent.

Die PPV-Werte der Auswertung unter Ausschluss von POA-Diagnosen sind mit 29,9% bis 62,3% durchgehend unbefriedigend (Daten in Spalte „POA-“). Besonders gut zu erkennen ist der Effekt des POA-Kennzeichens bei Dekubitus (Abfall von 74,5% auf 54,3%), Lungenembolie/tiefe Venenthrombose (58,5% auf 49,6%) und postoperativer Wundinfektion (69,1% auf 62,3%).

Die falsch-positiven Fälle sind bei Lungenembolie/tiefer Venenthrombose, Beatmungspneumonie und postoperativer Wundinfektion in relevantem Umfang durch vorbestehende Diagnosen bedingt (35,5% / 13,8% / 21,2%).

Die Autoren ziehen u.a. als Schlussfolgerung, dass ein POA-Kennzeichen den Grad der Übereinstimmung zwischen Routinedaten und Akten verbessern könnte.

Dubberke et al. (2010) verglichen in einer retrospektiven Multicenterstudie die Clostridium difficile Infektionsraten (CDI) vollstationär behandelter Krankenhausfälle, die über Nebendiagnosekodes detektiert wurden. Die ermittelten Werte wurden mit dem Goldstandard (Labortest) verglichen. Die Erkennung mittels Nebendiagnosekodes wies eine Sensitivität von 78,1% und eine Spezifität von 99,7% auf, hierbei handelte es sich um die „overall CDI burden“, also die Summe aus Prävalenz und Inzidenz. Bei 3.916 Fällen lag nur ein Diagnosekode vor, in rund 50% dieser Fälle lag die CDI bereits bei Aufnahme vor.

Die Autoren geben an, dass die die „overall CDI burden“ durch die Diagnosekodes angemessen gut erfasst werden kann. Ohne POA-Kennzeichen kann das Verfahren jedoch nicht für die Surveillance der nosokomialen CDI eingesetzt werden.

Meddings et al. (2010) untersuchten die Übereinstimmung der Kodierung von katheterassoziierten Harnwegsinfektionen (KHWI) als Nebendiagnose. In dieser retrospektiven Untersuchung wurde die Kodierung von Kodierfachkräften mit der eines Arztes verglichen. Die Nebendiagnosen waren mit einem POA-Kennzeichen versehen. In der Kodierung durch Kodierfachkräfte wurden 25% der KHWI als nosokomial eingestuft, während die ärztliche Einstufung 46% als nosokomial ergab. Eine wichtige Erkenntnis aus dieser Arbeit ist, dass das Vorhandensein eines POA-Kennzeichens alleine nicht ausreicht, vielmehr müssen eindeutige Anweisungen zur Anwendung vorgegeben sein:

Currently, although hospital coders are now required by the CMS to indicate each diagnosis as being either present on admission or hospital acquired,^{1,2,20} neither the CDC nor the CMS has provided more specific guidance to hospital coders or physicians regarding how to differentiate present-on-admission and hospital-acquired infections: no exact required time frame after admission has been indicated; coders are simply recommended to query providers for clarification if documentation is unclear.

Zhan et al. (2009) untersuchten in einer retrospektiven Studie PPV und Sensitivität der Kodierung von katheterassoziierten Harnwegsinfektionen (KHWI) als Nebendiagnose mit und ohne POA-Kennzeichen. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. Im Ergebnis stellen die Autoren in einer Modellrechnung fest, dass die Anwendung des POA-Kennzeichens den PPV von 30% auf 86% und die Sensitivität von 65% auf 79% anheben könnte.

Die Autoren schlussfolgern:

The validity in identifying urinary catheter use and CAUTIs from Medicare claims is limited, but will be increased substantially upon addition of a POA indicator.

Lin et al. (2010) untersuchten in einer retrospektiven Studie die Häufigkeit des Auftretens der Diagnose „Delir“. Als Goldstandard wurde die medizinische Dokumentation herangezogen. Die Diagnose lag bei 0,8% der Fälle kodiert vor. Mit Hilfe des POA-Kennzeichens wurde festgestellt, dass das Delir bei 59% der Fälle bereits bei stationärer Aufnahme vorlag.

8.5. Risikoadjustierung & Krankenhausvergleich

Stukenborg (2011) zeigt in seiner Studie, dass das POA-Kennzeichen die Performanz eines risikoadjustierten Modells zur Krankenhaussterblichkeit von Patienten mit Herzversagen verbessert. Untersucht wurden 91.511 Fälle, die aus 365 US-amerikanischen Krankenhäusern im Jahr 2007 entlassen wurden. Die risikoadjustierte Krankenhaussterblichkeit wurde über einen AHRQ Patientensicherheitsindikator und ein Modell berechnet, welches mehr Nebendiagnosen berücksichtigt. Beide Systeme verwenden das POA-Kennzeichen.

Every aspect of statistical model performance (discrimination, classification, calibration, and explanatory power) was improved by using more comprehensive adjustments for diagnoses identified as present on admission. The number of hospitals originally identified with higher than expected mortality was reduced by 50%.

Der Autor kommt zu dem Schluss:

More comprehensive use of diagnoses identified as present on admission improves the performance of mortality risk adjustment methods, and these improvements meaningfully change the results of hospital mortality rate comparisons.

Osler et al. (2011) verwendeten bei der Entwicklung eines risikoadjustierten Modells zum Vergleich der Krankenhaussterblichkeit von Verbrennungspatienten nur solche Nebendiagnosen, die als POA gekennzeichnet waren. Untersucht wurden 13.113 Verbrennungspatienten, die in den Jahren 2004-2008 in 194 Krankenhäusern des Bundesstaates New York (USA) behandelt wurden:

Overall mortality was 3.2%. Nine high-volume hospitals (>100 patients/year) cared for 83% of patients with burn injuries. Overall variability of the odds of mortality among these high-volume centers was modest (median odds ratio=1.2) and we found little evidence for differences in the adjusted odds of mortality. A secondary analysis of the 185 low-volume hospitals that cared for 2,235 patients disclosed only 24 deaths. When examined in aggregate, these hospitals had better than predicted risk-adjusted mortality; a logical explanation is judicious case selection.

Die Autoren stellen fest, dass administrative Routinedaten die Performanz von Krankenhäusern im Bereich der Verbrennungsverletzungen zu vergleichen.

In einer retrospektiven Studie (entwickelten **Pine et al. (2007)** zunächst ein Basismodell zur risikoadjustierten Krankenhaussterblichkeit. Die c-Statistik (i.e. die Fläche unter der ROC-Kurve, Anmerkung des Autors) als Wert der diskriminativen power des Modells ergab 0,79. Wurde das Modell unter Anwendung des POA-Kennzeichens neu gerechnet, so ergab sich ein höherer c-Wert von 0,84; wurde das Modell nur um Laborwerte ergänzt, so betrug der c-Wert 0,86; eine Ergänzung um komplexe klinische Parameter führte zu einem c-Wert von 0,88.

Die Studienpopulation rekrutierte sich aus Krankenhäusern im US-amerikanischen Bundesstaat Pennsylvania mit Behandlungsfällen aus den Jahren 2000 bis 2003:

Comparison of risk-adjustment equations for inpatient mortality from July 2000 through June 2003 derived by sequentially adding increasingly difficult-to-obtain clinical data to an administrative database of 188 Pennsylvania hospitals. Patients were hospitalized for acute myocardial infarction (104.110), congestive heart failure (200.506), cerebrovascular accident (82.682), gastrointestinal tract hemorrhage (75.392), or pneumonia (176.696) or underwent an abdominal aortic aneurysm repair (5.309), coronary artery bypass graft surgery (58.879), or craniotomy (16.928).

Die Autoren kommen zu dem Schluss, dass ihre Untersuchung den Wert eines POA-Kennzeichens unterstreicht und komplexe Zusatzdaten wie Laborwerte oder klinische Daten nur noch geringe weitere Verbesserungen des c-Wertes bringen.

Weitere Arbeiten von der Arbeitsgruppe um Pine wurden publiziert von **Fry et al. (2006)**, **Fry et al. (2007)** und **Pine et al. (2009)**. Da sie sich auch auf die bei Pine et al. (2007) aufgeführten Daten und Fragestellungen beziehen und die Schlussfolgerungen nicht abweichen, werden sie an dieser Stelle nicht separat erwähnt.

Bardach et al. (2010) untersuchten in einer retrospektiven Studie wie hoch der Anteil von Krankenhäusern mit der erforderlichen Fallzahl zur Anwendung der AHRQ „Pediatric Quality Indicators (PDI)“ zu Zwecken des Krankenhausvergleiches ist. Ausgewertet wurden nur solche Fälle, bei denen die PDI nicht bereits bei Aufnahme vorlagen; hierzu kam das POA-Kennzeichen zur Anwendung. Es wurden 2.33.556 in den Jahren 2005-2007 behandelte Fälle aus kalifornischen krankenhäusern (USA) mit einem Alter < 18 Jahre untersucht. In der Zusammenfassung formulieren die Autoren:

Using these AHRQ-developed, nationally endorsed measures of the quality of inpatient pediatric care, one would not be able to identify many hospitals with performance 2 times worse than the statewide average due to extremely low event rates and inadequate pediatric hospital volume.

8.6. Finanzierung & Kostenanalysen

McHugh et al. (2011) untersuchten die intrahospitale Sterberate und Kosten von Patienten mit nicht vorbestehender „poor glycemic control“ in eine Fallkontrollstudie. Das POA-Kennzeichen lag in den administrativen Datensätzen vor und diente der Fallselektion:

DESIGN: A nested case-control study.

SETTING: California acute care hospitals from 2005 to 2006.

PARTICIPANTS: All cases (n= 261) with manifestations of poor glycemic control not present on admission admitted to California acute care hospitals from 2005 to 2006 and 261 controls were matched (1:1) using administrative data for age, sex, major diagnostic category and severity of illness.

MAIN OUTCOME MEASURE(S): The adjusted odds ratio (OR) for experiencing poor glycemic control.

RESULTS: Deaths (16 vs. 9%, P= 0.01) and total costs (\$26,125 vs. \$18,233, P=0.026) were significantly higher among poor glycemic control cases. Risk-adjusted conditional logistic regression revealed that each additional chronic condition increased the odds of poor glycemic control by 12% (OR: 1.12, 95% CI: 1.04-1.22). The interaction of registered nurse staffing and hospital teaching status suggested that in non-teaching hospitals, each additional nursing hour per adjusted patient day significantly reduced the odds of poor glycemic control by 16% (OR: 0.84, 95% CI: 0.73-0.96). Nurse staffing was not significant in teaching hospitals (OR: 0.98, 95% CI: 0.88-1.11).

In der vorliegenden Studie wurde durch das POA-Kennzeichen sichergestellt, dass die „poor glycemic control“ nicht vorbestand, sondern als unerwünschtes Ereignis während des Krankenhausaufenthaltes auftrat. Dieses Beispiel zeigt, wie wichtig das POA-Kennzeichen auch bei gesundheitsökonomischen Untersuchungen sein kann.

Jackson et al. (2011) untersuchten in einer retrospektiven Studie, welche zusätzlichen Kosten durch bestimmte im Krankenhaus erworbene Komplikationen entstehen (z.B. MRSA, Sepsis, endokrine bzw. metabolische Entgleisungen etc.). Die Studienpopulation bestand aus

1.699.997 Behandlungsfällen aus zwei australischen Bundesstaaten (Victori 2005-2006, Queensland 2006-2007).

Insgesamt verursachten die über ein POA-Kennzeichen detektierten Komplikationen Mehrkosten von 17,3% der Behandlungskosten gegenüber Patienten ohne Komplikationen. Auch diese Studie zeigt den Stellenwert des POA-Kennzeichens für eine ökokomische Analyse.

Auch die retrospektive Studie von **Saleh et al. (2010)** an Patienten mit „critical care stay“ (60.378 Behandlungsfälle aus 166 Krankenhäusern im US-amerikanischen Bundesstaat New York aus dem Jahr 2006) zeigt erhebliche Kostenunterschiede durch im Krankenhaus erworbene Komplikationen gegenüber Patienten mit bei Aufnahme bestehenden komplizierenden Begleiterkrankungen. Die Ergebnisse zeigen somit auch die Bedeutung des POA-Kennzeichens für solche Analysen.

McNutt et al. (2010) untersuchten retrospektiv (4.776.803 Behandlungsfälle aus 86 universitäten US-amerikanischen Krankenhäusern der Jahre 2005-2007), in welchem Umfang so genannte „hospital-aquired conditions (HAC)“ zu einer Veränderung des DRG-Erlöses führen (Anmerkung des Autors: In einer prospektiven Betrachtungsweise würde es also um das Ausbleiben von komplikationsbedingten Mehrerlösen gehen). Es wurde zunächst festgestellt, dass es bei 27,6% der Fälle mit mindestens einer HAC zu einer veränderten DRG-Zuweisung kommen würde. Werden bei dieser Analyse die bereits bei Aufnahme vorbestehenden Diagnosen nicht berücksichtigt, lag die Rate der Fälle mit veränderter DRG-Zuweisung bei nur noch 7,5%.

Diese Arbeit zeigt die Bedeutung des POA-Kennzeichens sehr deutlich und die Autoren weisen zu Recht darauf hin, dass es sich nicht nur um wirkliche Unterschiede in der medizinischen Qualität handelt, sondern auch die Kodierungsqualität alleine über die daraus folgende DRG-Zuweisung Auswirkungen auf die Erlöse hat.

Wachter et al. (2008) führen in einer ausführlichen Arbeit zu den Änderungen der Medicare-Finanzierung bezüglich der „no-pay diagnoses“ kritisch aus. Die Autoren merken insbesondere an, dass bestimmte Diagnosen nur dann nicht zu einer höher bewerteten DRG führen dürfen, wenn ihr Status „POA“ sicher festgelegt werden kann.

8.7. Personalausstattung

In der bereits oben aufgeführten Studie von **McHugh et al. (2011)** wurde u.a. der Zusammenhang von intrahospitaler Sterberate und „nurse staffing“ von Patienten mit nicht vorbestehender „poor glycemic control“ in eine Fallkontrollstudie untersucht. Das POA-Kennzeichen lag in den administrativen Datensätzen vor und diente der Fallselektion.

Mark & Harless (2010) berichten zu den Ergebnissen einer retrospektiven Untersuchung, die den Zusammenhang zwischen der Rate von sechs postoperativen Komplikationen und dem „registered nurse staffing“ untersuchte (Daten der Jahre 1996-2001 aus 283 US-amerikanischen Krankenhäusern aus dem Bundesstaat Kalifornien). Auch hier lag das POA-Kennzeichen in den administrativen Datensätzen vor und diente der Fallselektion.

8.8. Qualität der Kodierung & des POA-Kennzeichens

McNutt et al. (2010) untersuchten retrospektiv (4.776.803 Behandlungsfälle aus 86 universitäten US-amerikanischen Krankenhäusern der Jahre 2005-2007), in welchem Umfang so genannte „hospital-acquired conditions (HAC)“ zu einer Veränderung des DRG-Erlöses führen (Anmerkung des Autors: In einer prospektiven Betrachtungsweise würde es also um das Ausbleiben von komplikationsbedingten Mehrerlösen gehen). Es wurde zunächst festgestellt, dass es bei 27,6% der Fälle mit mindestens einer HAC zu einer veränderten DRG-Zuweisung kommen würde. Werden bei dieser Analyse die bereits bei Aufnahme vorbestehenden Diagnosen nicht berücksichtigt, lag die Rate der Fälle mit veränderter DRG-Zuweisung bei nur noch 7,5%.

Diese Arbeit zeigt die Bedeutung des POA-Kennzeichens sehr deutlich und die Autoren weisen zu Recht darauf hin, dass es sich nicht nur um wirkliche Unterschiede in der medizinischen Qualität handelt, sondern auch die Kodierungsqualität alleine über die daraus folgende DRG-Zuweisung Auswirkungen auf die Erlöse hat.

Rosenstein et al. (2009) geben eine ausführliche Übersicht zu den Anforderungen der „Medicare Value-Based Payment Initiatives“ an die Dokumentation und Kodierung und weisen so wie McNutt et al. (2010) darauf hin, dass es sich um Qualitätsdefizite bei der medizinischen Versorgung oder aber auch nur bei der Dokumentation/Kodierung handeln kann, die sich auf den POA-Status auswirkt.

Jackson et al. (2009) entwickelten einen Algorithmus zur Überprüfung des Status „not POA“ und wendeten diesen auf die Daten australischer Krankenhäuser an (Bundesstaat Victoria, 2005-2006). In 96,1% der als „not POA“ eingestuften Diagnosen zeigte sich eine korrekte Klassifikation.

Auch **Pine et al. (2009a)** beschäftigten sich mit der Entwicklung von Algorithmen zur Prüfung der POA-Kodierung. In diesem Zusammenhang stellen die Autoren 12 so genannte „Screens“ zur automatisierten Prüfung vor und wendeten diese auf administrative Daten an. Hierbei zeigten sich zum Teil erhebliche Unterschiede in der Qualität des POA-Kennzeichens. Die Autoren stellen fest, dass externe Audits der Datenqualität zukünftig relevant sein dürften, da die Bedeutung des POA-Kennzeichens im Rahmen der Leistungsvergütung zunimmt.

Rangachari (2007) zeigte in einer retrospektiven Studie, dass die Qualität der POA-Kodierung in der untersuchten Krankenhauskohorte von strukturellen Merkmalen wie Krankenhausgröße, Status als Lehrkrankenhaus u.a. Faktoren abhängig war.

Iezzoni (2007) weist in einem Editorial darauf hin, dass umfangreiche Schulungen zur korrekten Anwendung des POA-Kennzeichens und auch Datenprüfungen auf ein „underreporting“ von nicht-POA-Diagnosen erforderlich sind, wenn falsche Aussagen auf Basis der Daten vermieden werden sollen.

9. Schlussfolgerung

Die untersuchten Arbeiten bestätigen insgesamt, dass die von **Garrett et al. (2007)** und **Bowman (2007)** für ein POA-Kennzeichen formulierten (siehe Abschnitt 8.2.) Ziele erreicht werden können.

Die Bedeutung für die Validität der aus Routinedaten gewonnenen Kennzahlen und Fallklassierung, die interne und externe Qualitätssicherung, die Risikoadjustierung, das (risikoadjustierte) Public Reporting und auch die Weiterentwicklung der Vergütungssysteme erschliesst sich aus den angeführten Arbeiten.

10. Empfehlungen

10.1. Allgemeines

Die Einführung eines POA-Kennzeichens in den Datensätzen nach §21 KHEntgG und §301 SGB V wird empfohlen.

Ob das POA-Kennzeichen nur für Nebendiagnosen oder auch für die Hauptdiagnose angegeben werden soll, bedarf einer genauen Prüfung unter Berücksichtigung der Deutschen Kodierrichtlinien (DKR) unter Einbeziehung auch von Experten aus Wissenschaft und Krankenhauspraxis.

Insgesamt bedarf die Einführung des POA-Kennzeichens einer genauen Prüfung der möglichen Wechselwirkungen bzw. Kollisionen mit weiteren Inhalten der DKR, der ICD (hier insbesondere den optionalen Schlüsselnummern), den Definitionen der externen Qualitätssicherung und auch der Entgeltsystematik inklusive der Regeln zur Fallzusammenführung. Eine solche Prüfung ist nicht Gegenstand dieser Ausarbeitung.

Bei den weiteren Überlegungen und Planungen bezüglich eines verpflichtenden POA-Kennzeichens ist unbedingt zu berücksichtigen, dass sich erheblicher Schulungsbedarf für das Krankenhauspersonal ergibt (**Garrett et al. 2007**).

Nach Schätzung des Autors wäre frühestens zwei bis drei Jahre nach Einführung des Kennzeichens und nach einer angemessenen Einführungsphase mit ausreichend belastbaren Daten zu rechnen, dieser Zeitraum ist zwingend mit definierten (externen) Maßnahmen zur Sicherung der Datenqualität zu begleiten, wie bereits oben angesprochen.

In jedem Fall sind die Anwender schon in der Einführungsphase durch praktikable Handlungsanweisungen, Definitionen und auch datenqualitätssichernde Maßnahmen zu unterstützen.

Das POA-Kennzeichen kann aus Sicht des Verfassers in vier Varianten eingeführt werden, die Festlegung des Kennzeichens sollte unter Einbeziehung auch von Experten aus Wissenschaft und Krankenhauspraxis erfolgen:

- Kodesplits
- Zusatzkodes
- Zusatzkennzeichen selektiv
- Zusatzkennzeichen global

Unabhängig von der Art und Weise, wie die POA-Information generiert wird, erfordern alle Varianten bei bestimmten Diagnosen eindeutige Definitionen, die beispielsweise im infektiologischen Bereich für relevante Themen bereits vorliegen (so zum Beispiel die Kriterien der Centers for Disease Control and Prevention (CDC)). Dies ist Voraussetzung für eine qualitäts-gesicherte und vergleichbare Kennzeichnung der Diagnosen.

Abschließend soll darauf hingewiesen werden, dass aus den im Ausland gemachten Erfahrungen sicher gelernt werden kann. Hierzu gehören nicht nur die USA, Australien oder Kanada (**Jackson 2009**), sondern auch Länder, in denen die Einführung eines POA-Kennzeichens diskutiert wird, wie auf der Homepage des NHS Information Centre⁷ in Großbritannien zu erfahren ist:

⁷ Verfügbar unter <http://www.ic.nhs.uk/statistics-and-data-collections/supporting-information/hospital-care/hospital-episode-statistics-hes-improving-the-quality-and-value-of-hospital-data> (letzte Einsicht 05.03.2012)

- ▶ Publications calendar
- ▶ Audits and performance
- ▶ Health and lifestyles
- ▶ Hospital care
- ▶ Mental health
- ▶ Population and geography
- ▶ Primary care
- ▶ Screening
- ▶ Social care
- ▶ Workforce
- ▶ Facilities

[Home](#) | [Statistics & data collections](#) | [Supporting information](#) | [Hospital care](#)

Hospital Episode Statistics (HES): Improving the quality and value of hospital data

This discussion document, produced by The NHS Information Centre and endorsed by the [Academy of Royal Medical Colleges](#), highlights how improvements to the collection and use of hospital data by clinicians can be made to secure good quality outcomes and inform patient choice.

It stresses the need for more discussion within Trusts and colleges over the importance of:

- Clinician access to raw data
- Recording clinical terms
- Outpatient coding
- Clinicians working in teams
- Diagnoses present on admission
- Enhanced data linkage including primary care

Download and read the full discussion document [Hospital Episode Statistics \(HES\): Improving the quality and value of hospital data](#) or the [Executive Summary](#).

10.2. Kodesplits

Der ICD-10-GM⁸-Kode *N39.0* kodiert die *Harnwegsinfektion, Lokalisation nicht näher bezeichnet*, wie der folgende Screenshot von der Webseite des DIMDI⁹ zeigt:

The screenshot shows the following information for ICD-10-GM code N39.0:

N39.- Sonstige Krankheiten des Harnsystems

Exkl.: Hämaturie:

- mit näher bezeichneter morphologischer Veränderung ([N02.-](#))
- rezidivierend und persistierend ([N02.-](#))
- o.n.A. ([R31](#))

Proteinurie o.n.A. ([R80](#))

N39.0 Harnwegsinfektion, Lokalisation nicht näher bezeichnet

Soll der Infektionserreger angegeben werden, ist eine zusätzliche Schlüsselnummer (B95-B98) zu benutzen.

Denkbar wäre eine Unterteilung des Kodes auf der letzten Stelle, so zum Beispiel:

N39.01 Harnwegsinfektion, Lokalisation nicht näher bezeichnet, bei stationärer Aufnahme vorhanden

N39.02 Harnwegsinfektion, Lokalisation nicht näher bezeichnet, bei stationärer Aufnahme nicht vorhanden

Diese Lösung ist aus Gründen der Kode- und Datenhygiene nicht sinnvoll, sie würde bei einer umfassenden Anwendung der POA-Zusatzinformation zu einer unnötigen Kodeerweiterung führen.

⁸ Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme. German Modification. Hier in der 10. Revision, 2012.

⁹ Deutsches Institut für Medizinische Dokumentation und Information (DIMDI)

10.3. Zusatzkodes

In der aktuellen Version der ICD-10-GM gibt es mit der *U69.00!* bereits einen Zusatzkode als „sekundäre Schlüsselnummer für Zwecke der externen Qualitätssicherung“, hierzu wieder ein Screenshot von der Webseite des DIMDI:

U69.-! Sonstige sekundäre Schlüsselnummern für besondere Zwecke	
U69.0-! Sekundäre Schlüsselnummern für Zwecke der externen Qualitätssicherung	
U69.00!	Anderenorts klassifizierte, im Krankenhaus erworbene Pneumonie bei Patienten von 18 Jahren und älter
Hinw.:	Unter einer im Krankenhaus erworbenen Pneumonie versteht man eine Pneumonie, deren Symptome und Befunde die CDC-Kriterien erfüllen und frühestens 48 Std. nach Aufnahme in ein Krankenhaus auftreten oder sich innerhalb von 28 Tagen nach Entlassung aus einem Krankenhaus manifestieren.
	Die Einstufung als im Krankenhaus erworbene Pneumonie bedeutet nicht automatisch, dass ein kausaler Zusammenhang zwischen der medizinischen Behandlung und dem Auftreten der Infektion existiert, es ist auch kein Synonym für ärztliches oder pflegerisches Verschulden.
	Die Schlüsselnummer ist nur von Krankenhäusern, die zur externen Qualitätssicherung nach § 137 SGB V verpflichtet sind und nur für vollstationäre Fälle anzugeben.
	Die Schlüsselnummer dient als Abgrenzungskriterium in der Qualitätssicherung ambulant erworbener Pneumonien.

Diese Lösung erfüllt ihren Zweck bei einer spezifischen Anforderung, wie hier zur Kennzeichnung der Pneumonie als „... im Krankenhaus erworbene Pneumonie ...“.

Auf den ersten Blick ist diese Lösung charmant, sie bietet jedoch Nachteile:

- Die Information „... im Krankenhaus erworben ...“ wird durch die Angabe der *U69.00!* kodiert. Das Ausbleiben der Kodierung der *U69.00!* bedeutet dann, dass es sich nicht um eine nosokomiale Infektion handelt. Mit anderen Worten: Eine ausbleibende Kodierung bekommt eine inhaltliche Bedeutung! Dies ist aus informationstechnischer Sicht keine gute Lösung, da auch ein Vergessen der Kodierung der *U69.00!* somit zu einer relevanten Aussage führt.
- Das Verfahren bietet somit keine Möglichkeit zur Qualitätssicherung der Zusatzinformation
- Die Einführung eines weiteren Zusatzkodes zur Lösung dieses Problems führt bei Ausweitung der POA-Anwendung zu einer unnötigen Kodeerweiterung (Kode- und Datenhygiene)

10.4. Zusatzkennzeichen selektiv

Ein anzugebendes Zusatzkennzeichen - wie heute bereits für die Seitenlokalisierung bei ICD und OPS etabliert - ist wesentlich sinnvoller. Außerdem ist dies keine besondere informatio-nstechnische Herausforderung, denn Datenfelder für Zusatzkennzeichen sind bereits ver-fügbar und müssten allenfalls um ein Zeichen verlängert werden und über eine Plausibili-tätsprüfung könnte eine Eingabe erzwungen werden. Auch das ist geübte Praxis beim OPS, wo Kodes gekennzeichnet sind, für die eine Seitenlokalisierung zwingend anzugeben ist.

Das POA-Kennzeichen sollte eine differenzierte Zusatzinformation abbilden, hier wird die Klassifikation „Ja, Nein, Unbekannt, Klinisch nicht entscheidbar“ empfohlen, wie bei den be-reits erläuterten POA-Guidelines¹⁰ aufgeführt:

Reporting Options

Y - Yes

N - No

U-Unknown

W - Clinically undetermined

Unreported/Not used (or „1“ for medicare usage) - (Exempt from POA reporting)

Y = present at the time of inpatient admission

N = not present at the time of inpatient admission

U = documentation is insufficient to determine if condition is present on admission

W = provider is unable to clinically determine whether condition was present on admission or not

Ergänzt werden sollte das Kennzeichen um einen Kode für „missing value (fehlender Wert)“, der als Vorbelegung eingetragen wird. Insbesondere die Einträge „Unbekannt, Klinisch nicht entscheidbar“ erlauben umfangreiche Möglichkeiten zur Qualitätssicherung des Kennzei-chens (**Garrett et al. 2007**). Das Kennzeichen „missing value (fehlender Wert)“ als explizit definiertes Kennzeichen ermöglicht eine grundlegende EDV-technische Plausibilitätsprüfung auf fehlende Festlegung des eigentlichen POA-Status.

¹⁰ Centers for Disease Control and Prevention (CDC). ICD-10-CM Official Guidelines for Coding and Reporting 2011. Verfügbar unter http://www.cdc.gov/nchs/data/icd9/10cmguidelines2011_FINAL.pdf (letzte Einsicht 05.03.2012)

Die Anwendung des Zusatzkennzeichens kann selektiv erfolgen, hierunter ist an dieser Stelle zu verstehen, dass das Zusatzkennzeichen nur für bestimmte Diagnosen anzugeben ist (zum Beispiel als Ersatz der oben erläuterten U69.00!).

Die Liste der mit dem POA-Zusatzkennzeichen zu versehenden Diagnosen könnte dann sukzessive erweitert werden (zum Beispiel für den Dekubitus L89.~ oder einen neu zu schaffenden eigenständigen ICD-GM-Kode für die Sepsis, Schwere Sepsis und den septischen Schock).

Im Vergleich zu den ersten beiden Lösungen würde dieses Verfahren die ICD-GM-Klassifikation nicht belasten.

Ein selektives Zusatzkennzeichen kann auch als Ausgleich zwischen Klassifikationsaufwand (der zum jetzigen Zeitpunkt nicht objektiv beziffert werden kann) und Informationsgewinnung bzw. Datenvalidität betrachtet werden.

10.5. Zusatzkennzeichen global

Bei dieser Variante würde das Zusatzkennzeichen direkt für alle Diagnosen anzugeben sein, solange diese nicht ausgeschlossen bzw. entsprechend vorbelegt sind.

Bestimmte ICD-Kodes sind eindeutig hinsichtlich des POA-Status, so zum Beispiel Kodes aus *N18 Chronische Nierenkrankheit* oder *P96.0 Angeborene Niereninsuffizienz*. Die in der Literatur geschilderte Lösung einer Liste mit ICD-Kodes, bei denen das POA-Kennzeichen nicht anzugeben ist (**Bowman 2007**), sollte nicht gewählt werden, da sie in der Praxis Fehler provozieren kann. Eindeutig zu bevorzugen ist ein entsprechendes Datum zu jedem Kode der ICD, welches angeibt, ob der POA-Status angegeben werden muss oder nicht bzw. mit welchem Wert („Ja“ bzw. „Nein“) der POA-Status automatisch zu belegen ist. Eine solche Festlegung würde durch die Selbstverwaltung bzw. das DIMDI¹¹ erfolgen. Auch ICD-Kapitel wie *XXI. Faktoren, die den Gesundheitszustand beeinflussen und zur Inanspruchnahme des Gesundheitswesens führen (Z00-Z99)* bedürfen einer solchen Festlegung und ggf. Vorbelegung, die beispielsweise bei *Z99.2 Langzeitige Abhängigkeit von Dialyse bei Niereninsuffizienz* eindeutig wäre.

Vorteil dieser Lösung ist, dass die Zusatzinformation für eine große Menge relevanter Fragestellungen zur Verfügung steht, so zum Beispiel die Infektionssurveillance, die Risikoadjektierung etc.

Ein Nachteil ist, dass der Aufwand (der zum jetzigen Zeitpunkt nicht objektiv beziffert werden kann) für klinisch tätige Krankenhausmitarbeiter bzw. Kodierungskräfte möglicherweise unangemessen ansteigt und die Fehleranfälligkeit bzw. Kodierfehler bei einer breiten Einführung höher ausfallen können.

Hierzu soll an dieser Stelle erwähnt werden, dass bei der Einführung eine Probephase zu berücksichtigen ist, die es den Krankenhäusern ermöglicht, das Zusatzkennzeichen geordnet einzuführen.

¹¹ Deutsches Institut für Medizinische Dokumentation und Information (DIMDI)

Bezüglich der möglichen zusätzlichen Arbeitsbelastung wäre zu prüfen, welche Diagnosen überhaupt ein POA-Zusatzkennzeichen erfordern und wieviele davon wiederum einen zusätzlichen Aufwand bei der Entscheidungsfindung erfordern.

11. Berücksichtigte Dokumente

11.1. Zitierung

Hinweis: Die in eckigen Klammern [] angegebenen Nummern sind die internen Dokumentennummern aus der Datenbank des Verfassers.

AHRQ (2011). Quality Indicator Empirical Methods. Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ). Verfügbar unter <http://www.qualityindicators.ahrq.gov/modules/..%5CDownloads%5CResources%5CPublications%5C2011%5CQI%20Empirical%20Methods%2005-03-11.pdf> (letzte Einsicht 26.01.2012)

Bahl V, Thompson MA, Kau TY, Hu HM, Campbell DA (**2008**). Do the AHRQ Patient Safety Indicators Flag Conditions That Are Present at the Time of Hospital Admission? *Med Care.* 2008. 46 (5). 516-522 [12313]

Bardach NS, Chien AT, Dudley RA (**2010**). Small Numbers Limit the Use of the Inpatient Pediatric Quality Indicators for Hospital Comparison. *Acad Pediatr.* 2010. 10 (4). 266-273 [15922]

Becker A, Mantke R, Beck U (**2005**). Qualitätssicherung mit Routinedaten im CLINOTEL-Krankenhausverbund. *das Krankenhaus.* 2005. 97 (12). 1093-1102 [9687]

Benchimol EI, Manuel DG, To T, Griffiths AM, Rabeneck L, Guttmann A (**2011**). Development and use of reporting guidelines for assessing the quality of validation studies of health administrative data. *J Clin Epidemiol.* 2011. 64 (8). 821-829 [15073]

Borzecki AM, Cevasco M, Chen Q, Shin M, Itani KM, Rosen AK (**2011**). How Valid is the AHRQ Patient Safety Indicator "Postoperative Physiologic and Metabolic Derangement"? *J Am Coll Surg.* 2011. 212 (6). 968-976 [15912]

Borzecki AM, Kaafarani H, Cevasco M, Hickson K, Macdonald S, Shin M, Itani KM, Rosen AK (**2011a**). How Valid is the AHRQ Patient Safety Indicator "Postoperative Hemorrhage or Hematoma"? *J Am Coll Surg.* 2011. 212 (6). 946-953 [15334]

Bott J (2011). Recent and upcoming improvements of the AHRQ Quality Indicators and first experience with Present on Admission. Vortrag anlässlich der Konferenz Qualitätsmessung und Qualitätsmanagement mit Routinedaten. Potsdam 19.09.2011. Verfügbar unter http://qmr-kongress.de/download/2011/20110919/QMR_20110919_Bott.pdf (letzte Einsicht 26.01.2012)

Bowman S (2007). Are You Ready for POA Reporting? J AHIMA. 2007. 78 (1). 70-72 [15959]

Cevasco M, Borzecki AM, Chen Q, Zrelak PA, Shin M, Romano PS, Itani KM, Rosen AK (2011). Positive Predictive Value of the AHRQ Patient Safety Indicator "Postoperative Sepsis": Implications for Practice and Policy. J Am Coll Surg. 2011. 212 (6). 954-961 [15915]

Chen Q, Rosen AK, Cevasco M, Shin M, Itani KM, Borzecki AM (2011). Detecting Patient Safety Indicators: How Valid Is "Foreign Body Left During Procedure" in the Veterans Health Administration?. J Am Coll Surg. 2011. 212 (6). 977-983 [15914]

D'Amato C, Garrett G, Johnson LM (2007). The Final Rule for FY 2008 IPPS. MS-DRGs and POA Top List in a Year of Major Change. J AHIMA. 2007. 78 (10). 84-86 [15955]

Dubberke ER, Butler AM, Yokoe DS, Mayer J, Hota B, Mangino JE, Khan YM, Popovich KJ, Stevenson KB, McDonald LC, Olsen MA, Fraser VJ for the Prevention Epicenters Program of the Centers for Disease Control and Prevention (2010). Multicenter Study of Surveillance for Hospital-Onset Clostridium difficile Infection by the Use of ICD-9-CM Diagnosis Codes. Infect Control Hosp Epidemiol. 2010. 31 (3). 262-268 [15929]

Finlayson E, Birkmeyer JD (2009). Research Based on Administrative Data. Surgery. 2009. 145 (6). 610-616 [13913]

Fry DE, Pine MB, Jordan HS, Hoaglin DC, Jones B, Meimban R (2006). The Hazards of Using Administrative Data to Measure Surgical Quality. Am Surg. 2006. 72 (11). 1031-1037 [15506]

Fry DE, Pine M, Jordan HS, Elixhauser A, Hoaglin DC, Jones B, Warner D, Meimban R (2007). Combining Administrative and Clinical Data to Stratify Surgical Risk. Ann Surg. 2007. 246 (5). 875-885 [15957]

Garrett G, Jorwig T, Safian SC, Spencer C, Zeisset A (2007). Planning for Present on Admission. *J AHIMA*. 2007. 78 (10). 73-77 [15956]

Glance LG, Li Y, Osler TM, Mukamel DB, Dick AW (2008). Impact of date stamping on patient safety measurement in patients undergoing CABG: Experience with the AHRQ Patient Safety Indicators. *BMC Health Serv Res*. 2008. 176. [12883]

Glance LG, Osler TM, Mukamel DB, Dick AW (2008a). Impact of the Present-on-Admission Indicator on Hospital Quality Measurement. Experience With the Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ) Inpatient Quality Indicators. *Med Care*. 2008. 46 (2). 112-119 [15953]

HealthGrades Quality Study (2004). Patient Safety in American Hospitals. HealthGrades Inc. Verfügbar unter http://www.healthgrades.com/media/english/pdf/HG_Patient_Safety_Study_Final.pdf (letzte Einsicht 10.03.2012)

Houchens RL, Elixhauser A, Romano PS (2008). How Often are Potential Patient Safety Events Present on Admission? *Jt Comm J Qual Patient Saf*. 2008. 34 (3). 154-163 [12249]

Hughes JS, Averill RF, Goldfield NI, Gay JC, Muldoon J, McCullough E, Xiang J (2006). Identifying Potentially Preventable Complications Using a Present on Admission Indicator. *Health Care Fin Rev*. 2006. 27 (3). 63-82 [10696]

Iezzoni LI (2007). Finally Present on Admission but Needs Attention. *Med Care*. 2007. 45 (4). 280-282 [11232]

Jackson TJ, Michel JL, Roberts R, Shepheard J, Cheng D, Rust J, Perry C (2009). Development of a validation algorithm for 'present on admission' flagging. *BMC Med Inf Dec Making*. 2009. 9. [15159]

Jackson T, Nghiem HS, Rowell D, Jorm C, Wakefield J (2011). Marginal costs of hospital-acquired conditions: information for priority-setting for patient safety programmes and research. *J Health Serv Res Policy*. 2011. 16 (3). 141-146 [15908]

Kim H, Capezuti E, Kovner C, Zhao Z, Boockvar K (**2010**). Prevalence and Predictors of Adverse Events in Older Surgical Patients: Impact of the Present on Admission Indicator. *Gerontologist*. 2010. 50 (6). 810-820 [15923]

Leber WD (2004). Qualitätssicherung in einem wettbewerblichen Umfeld. In: *Krankenhaus-Report 2004*. Klauber J, Robra BP, Schellschmidt H (Hrsg.). Schattauer Verlag 2004.

Leibson CL, Needleman J, Buerhaus P, Heit JA, Melton LJ 3rd, Naessens JM, Bailey KR, Petter-son TM, Ransom JE, Harris MR (**2008**). Identifying In-Hospital Venous Thromboembo-lism (VTE). A Comparison of Claims-Based Approaches With the Rochester Epidemi-ology Project VTE Cohort. *Med Care*. 2008. 46 (2). 127-132 [15952]

Lin RY, Heacock LC, Bhargave GA, Fogel JF (**2010**). Clinical associations of delirium in hospita-lized adult patients and the role of on admission presentation. *Int J Geriatr Psychiatry*. 2010. 25 (10). 1022-1029 [15921]

Lyder CH, Ayello EA (**2009**). Annual Checkup: The CMS Pressure Ulcer Present-on-Admission Indicator. *Adv Skin Wound Care*. 2009. 22 (10). 476-484 [15931]

Mark BA, Harless DW (**2010**). Nurse Staffing and Post-Surgical Complications Using the Present on Admission Indicator. *Res Nurs Health*. 2010. 33 (1). 35-47 [15932]

McHugh MD, Shang J, Sloane DM, Aiken LH (**2011**). Risk factors for hospital-acquired 'poor glycemic control': a case-control study. *Int J Qual Health Care*. 2011. 23 (1). 44-51 [15918]

McNutt R, Johnson TJ, Odwazny R, Remmich Z, Skarupski K, Meurer S, Hohmann S, Harting B (**2010**). Change in MS-DRG Assignment and Hospital Reimbursement as a Result of Centers for Medicare & Medicaid Changes in Payment for Hospital-Acquired Condi-tions: Is It Coding or Quality? *Qual Manag Health Care*. 2010. 19 (1). 17-24 [15930]

Meddings J, Saint S, McMahon LF Jr (**2010**). Hospital-Acquired Catheter-Associated Urinary Tract Infection: Documentation and Coding Issues May Reduce Financial Impact of Medicare's New Payment Policy. *Infect Control Hosp Epidemiol*. 2010. 31 (6). 627-633 [15927]

Murer CG (2008). Present on Admission Overview. *Rehab Manag.* 2008. 21 (7). 38-39 [15942]

Naessens JM, Campbell CR, Berg B, Williams AR, Culbertson R (2007). Impact of Diagnosis-Timing Indicators on Measures of Safety, Comorbidity, and Case Mix Groupings From Administrative Data Sources. *Med Care.* 2007. 45 (8). 781-788 [11669]

Nicholl J (2011). Risk adjustment: Never enough or too much. Vortrag anlässlich der Konferenz Qualitätsmessung und Qualitätsmanagement mit Routinedaten. Potsdam 20.09.2011. Verfügbar unter http://www.qmr-kongress.de/download/2011/20110920/QMR_20110920_Nicholl.pdf (letzte Einsicht 26.01.2012)

Osler T, Glance LG, Hosmer DW (2011). Comparison of Hospital Mortality Rates After Burn Injury in New York State: A Risk-Adjusted Population-Based Observational Study. *J Trauma.* 2011. 71 (4). 1040-1047 [15960]

Pine M, Jordan HS, Elixhauser A, Fry DE, Hoaglin DC, Jones B, Meimban R, Warner D, Gonzales J (2007). Enhancement of Claims Data to Improve Risk Adjustment of Hospital Mortality. *JAMA.* 2007. 297 (1). 71-76 [10658]

Pine M, Jordan HS, Elixhauser A, Fry DE, Hoaglin DC, Jones B, Meimban R, Warner D, Gonzales J (2009). Modifying ICD-9-CM Coding of Secondary Diagnoses to Improve Risk-Adjustment of Inpatient Mortality Rates. *Med Decision Making.* 2009. 29 (1). 69-81 [15943]

Pine M, Fry DE, Jones B, Meimban R (2009a). Screening Algorithms to Assess the Accuracy of Present-on-Admission Coding. *Perspect Health Inf Manag.* 2009. 6: 2. Epub 2009 Feb 11. [15938]

Rangachari P (2007). Coding for Quality Measurement: the Relationship between Hospital Structural Characteristics and Coding Accuracy from the Perspective of Quality Measurement. *Perspect Health Inf Manag.* 2007. 4: 3. [15954]

Rosenstein AH, O'Daniel M, White S, Taylor K (**2009**). Medicare's Value-Based Payment Initiatives: Impact on and Implications for Improving Physician Documentation and Coding. Am J Med Qual. 2009. 24 (3). 250-258 [15937]

Sadeghi B, Baron R, Zrelak P, Utter GH, Geppert JJ, Tancredi DJ, Romano PS (**2010**). Cases of Iatrogenic Pneumothorax Can Be Identified From ICD-9-CM Coded Data. Am J Med Qual. 2010. 25 (3). 218-224 [14729]

Saleh SS, Callan M, Therriault M, Landor N (**2010**). The Cost Impact of Hospital-Acquired Conditions Among Critical Care Patients. Med Care. 2010. 48 (6). 518-526 [15925]

Scanlon MC, Harris JM 2nd, Levy F, Sedman A (**2008**). Evaluation of the Agency for Healthcare Research and Quality Pediatric Quality Indicators. Pediatrics. 2008. 121 (6). 1723-1731 [12632]

Stukenborg GJ (**2011**). Hospital Mortality Risk Adjustment for Heart Failure Patients Using Present on Admission Diagnoses. Improved Classification and Calibration. Med Care. 2011. 49 (8). 744-751 [15495]

Talsma A, Jones K, Liu G, Campbell DA (**2010**). Failure to rescue measure: validation of community- and hospital-acquired complications. J Nurs Adm. 2010. 40(10). 417-23 [15919]

Verelst S, Jacques J, Van den Heede K, Gillet P, Kohl P, Vleugels A, Sermeus W. (**2010**). Validation of Hospital Administrative Dataset for adverse event screening. Qual Saf Health Care. 2010. 19 (5) :e25. Epub 2010 Apr 27. [15926]

Wachter RM, Foster NE, Dudley RA (**2008**). Medicare's Decision to Withhold Payment for Hospital Errors: The Devil Is in the Details. Jt Comm J Qual Patient Saf. 2008. 34 (2). 116-123 [15951]

White RH, Sadeghi B, Tancredi DJ, Zrelak P, Cuny J, Sama P, Utter GH, Geppert JJ, Romano PS (**2009**). How Valid is the ICD-9-CM Based AHRQ Patient Safety Indicator for Postoperative Venous Thromboembolism? Med Care. 2009. 47 (12). 1237-1243 [14267]

Zhan C, Elixhauser A, Richards CL Jr, Wang Y, Baine WB, Pineau M, Verzier N, Kliman R, Hunt D (**2009**). Identification of Hospital-Acquired Catheter-Associated Urinary Tract Infections From Medicare Claims: Sensitivity and Positive Predictive Value. *Med Care*. 2009. 47 (3). 364-369 [15940]

Zrelak PA, Sadeghi B, Utter GH, Baron R, Tancredi DJ, Geppert JJ, Romano PS (**2011**). Positive Predictive Value of the Agency for Healthcare Research and Quality Patient Safety Indicator for Central Line-Related Bloodstream Infection ("Selected Infections Due to Medical Care"). *J Healthc Qual*. 2011. 33 (2). 29-36 [15916]

11.2. Abstracts

11.2.1. Bahl V (2008)

Med Care. 2008 May;46(5):516-2.

Do the AHRQ patient safety indicators flag conditions that are present at the time of hospital admission?

Bahl V, Thompson MA, Kau TY, Hu HM, Campbell DA Jr.

Clinical Information and Decision Support Services, Office of Clinical Affairs, University of Michigan Health System, 300 North Ingalls, Rm. 7A10, Ann Arbor, MI 48109-0485, USA.
vbahl@umich.edu

OBJECTIVE: The Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ) developed 20 patient safety indicators (PSIs) to identify potentially preventable complications of acute inpatient care based on administrative data. The objective of this patient safety performance study was to assess the impact of cases flagged by each PSI for diagnoses that were actually present on admission on unadjusted PSI rates.

METHODS: The latest AHRQ PSI software, which allows users to produce 14 of the 20 PSIs for adult inpatients both without and with a "present on admission" (PoA) variable, was applied to administrative data for adult patients discharged from the University of Michigan Health System (UMHS) in 2006. The impact of the PoA values on unadjusted PSI rates was evaluated. Because of concerns about the accuracy of PoA values, results were compared with those of a prior analysis at UMHS that was similar but based on a review of medical records.

FINDINGS: Thirteen PSIs had at least 1 case in the numerator. Rates for all but 1 of the 13 were lower using the PoA values and the reduction was statistically significant for 5 PSIs: decubitus ulcer ($P < 0.001$), foreign body left in ($P = 0.033$), selected infections due to medical care ($P < 0.001$), postoperative physiologic and metabolic derangement ($P = 0.039$), and postoperative pulmonary embolism or deep vein thrombosis ($P < 0.001$). Results were consistent with those of the analysis of medical records.

CONCLUSIONS: Unadjusted PSI rates at UMHS are substantially overstated, because the PSIs do not differentiate preexisting conditions from complications and therefore include false positive cases. Because of these findings and the lack of a broader study of the validity of the indicators, PSIs should not be used to profile hospital performance.

PMID: [18438200](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.2. Bardach NS (2010)

Small numbers limit the use of the inpatient pediatric quality indicators for hospital comparison.

Bardach NS, Chien AT, Dudley RA.

Department of General Pediatrics and Philip R. Lee Institute for Health Policy Studies, University of California, San Francisco, San Francisco, CA 94118, USA. bardachn@peds.ucsf.edu

OBJECTIVE: The aim of this study was to determine the percentage of hospitals with adequate sample size to meaningfully compare performance by using the Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ) pediatric quality indicators (PDIs), which measure pediatric inpatient adverse events such as decubitus ulcer rate and infections due to medical care, have been nationally endorsed, and are currently publicly reported in at least 2 states.

METHODS: We performed a cross-sectional analysis of California hospital discharges from 2005-2007 for patients aged <18 years. For 9 hospital-level PDIs, after excluding discharges with PDIs indicated as present on admission, we determined for each PDI the volume of eligible pediatric patients for each measure at each hospital, the statewide mean rate, and the percentage of hospitals with adequate volume to identify an adverse event rate twice the statewide mean.

RESULTS: Unadjusted California-wide event rates for PDIs during the study period ($N = 2\,333\,556$ discharges) were 0.2 to 38 per 1000 discharges. Event rates for specific measures were, for example, 0.2 per 1000 (iatrogenic pneumothorax in non-neonates), 19 per 1000 (postoperative sepsis), and 38 per 1000 (pediatric heart surgery mortality), requiring patient volumes of 49 869, 419, and 201 to detect an event rate twice the statewide average; 0%, 6.6%, and 25%, respectively, of California hospitals had this pediatric volume.

CONCLUSION: Using these AHRQ-developed, nationally endorsed measures of the quality of inpatient pediatric care, one would not be able to identify many hospitals with performance 2 times worse than the statewide average due to extremely low event rates and inadequate pediatric hospital volume.

2010 Academic Pediatric Association. Published by Elsevier Inc. All rights reserved.

PMCID: PMC2897835

PMID: [20599180](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.3. Borzecki AM (2011)

J Am Coll Surg. 2011 Jun;212(6):968-976.e1-2. Epub 2011 Apr 13.

How valid is the AHRQ Patient Safety Indicator "postoperative physiologic and metabolic derangement"?

Borzecki AM, Cevasco M, Chen Q, Shin M, Itani KM, Rosen AK.

Center for Health Quality, Outcomes and Economic Research, Bedford VAMC, Bedford, MA, Boston, MA, USA. amb@bu.edu

BACKGROUND: The Agency for Healthcare Research and Quality Patient Safety Indicator postoperative physiologic and metabolic derangement (PMD) uses ICD-9-CM codes to screen for potentially preventable acute kidney injury (AKI) requiring dialysis plus diabetes-related complications after elective surgery. Data on PMD's accuracy in identifying true events are limited. We examined the indicator's positive predictive value (PPV) in the Veterans Health Administration (VA).

STUDY DESIGN: Trained abstractors reviewed medical records of 119 PSI software-flagged PMD cases. We calculated PPVs overall and separately for renal- and diabetes-related complications. We also examined false positives to determine reasons for incorrect identification, and true positives to determine PMD-related outcomes and risk factors.

RESULTS: Overall 75 cases were true positives (PPV 63%, 95% CI 54% to 72%); 73 of 104 AKI cases were true positives (PPV 70%, 60% to 79%); only 2 of 15 diabetes cases were true positives (PPV 13%, 2% to 40%). Of all false positives, 70% represented nonelective admissions and 23% had the complication present on admission. Of AKI true positives, 37% died and 26% were discharged on dialysis; 55% had chronic kidney disease (\geq stage 3) present on admission. Cardiac surgery represented the largest category of AKI-associated index procedures (30%). AKI was most commonly attributed to perioperative renal hypoperfusion (84% of true positives), followed by nephrotoxins (33%) including contrast (11%).

CONCLUSIONS: Due to its low PPV, we recommend removing diabetes complications from the indicator and focusing on AKI. PMD's PPV could be significantly improved by using present-on-admission codes, and specific to the VA, by introduction of admission status codes. Many PMD-identified cases appeared to be at high risk based on patient- and procedure-related factors. The degree to which such cases are truly preventable events requires further assessment.

Published by Elsevier Inc.

PMID: [21489834](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.4. Borzecki AM (2011a)

J Am Coll Surg. 2011 Jun;212(6):946-953.e1-2. Epub 2011 Apr 7.

How valid is the AHRQ Patient Safety Indicator "postoperative hemorrhage or hematoma"?

Borzecki AM, Kaafarani H, Cevasco M, Hickson K, Macdonald S, Shin M, Itani KM, Rosen AK.

Center for Health Quality, Outcomes and Economic Research, Bedford VAMC, Bedford, MA, USA. amb@bu.edu

BACKGROUND: Postoperative hemorrhage or hematoma (PHH), an Agency for Healthcare Research and Quality Patient Safety Indicator, uses administrative data to detect cases of potentially preventable postsurgical bleeding requiring a reparative procedure. How accurately it identifies true events is unknown. We therefore determined PHH's positive predictive value.

STUDY DESIGN: Using Patient Safety Indicator software (v.3.1a) and fiscal year 2003-2007 discharge data from 28 Veterans Health Administration hospitals, we identified 112 possible cases of PHH. Based on medical record abstraction, we characterized cases as true (TPs) or false positives (FPs), calculated positive predictive value, and analyzed FPs to ascertain reasons for incorrect identification and TPs to determine PHH-associated clinical consequences and risk factors.

RESULTS: Eighty-four cases were TPs (positive predictive value, 75%; 95% CI, 66-83%); 63% had a hematoma diagnosis, 30% had a hemorrhage diagnosis, 7% had both. Reasons for FPs included events present on admission (29%); hemorrhage/hematoma identified and controlled during the original procedure rather than postoperatively (21%); or postoperative hemorrhage/hematoma that did not require a procedure (18%). Most TPs (82%) returned to the operating room for hemorrhage/hematoma management; 64% required blood products and 7% died in-hospital. The most common index procedures resulting in postoperative hemorrhage/hematoma were vascular (38%); 56% were performed by a physician-in-training (under supervision). We found no substantial association between physician training status or perioperative anticoagulant use and bleeding risk.

CONCLUSIONS: PHH's accuracy could be improved by coding enhancements, such as adopting present on admission codes or associating a timing factor with codes dealing with bleeding control. The ability of PHH to identify events representing quality of care problems requires additional evaluation.

Published by Elsevier Inc.

PMID: [21474344](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.5. Bowman S (2007)

No abstract available.

J AHIMA. 2007 Jan;78(1):70-2.

Are you ready for POA reporting?

Bowman S.

sue.bowman@ahima.org

PMID: [17285905](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.6. Cevasco M (2011)

J Am Coll Surg. 2011 Jun;212(6):954-61. Epub 2011 Apr 7.

Positive predictive value of the AHRQ Patient Safety Indicator "Postoperative Sepsis": implications for practice and policy.

Cevasco M, Borzecki AM, Chen Q, Zrelak PA, Shin M, Romano PS, Itani KM, Rosen AK.

Department of Surgery, VA Boston Healthcare System, Boston, MA, USA.

BACKGROUND: Patient Safety Indicator (PSI) 13, or "Postoperative Sepsis," of the Agency for Healthcare Quality and Research (AHRQ), was recently adopted as part of a composite measure of patient safety by the Centers for Medicare and Medicaid Services (CMS). We sought to examine its positive predictive value (PPV) by determining how well it identifies true cases of postoperative sepsis.

STUDY DESIGN: Two retrospective cross-sectional studies of hospitalization records that met PSI 13 criteria were conducted, one within the Veterans Administration (VA) Hospitals from fiscal years (FY) 2003 to 2007, and one within community hospitals between October 1, 2005 and March 31, 2007. Trained abstractors reviewed medical records from each database using standardized abstraction instruments. We determined the PPV of the indicator and performed descriptive analyses of cases.

RESULTS: Of 112 cases flagged and reviewed within the VA system, 59 were true events of postoperative sepsis, yielding a PPV of 53% (95% CI 42% to 64%). Within the community hospital sector, of 164 flagged and reviewed cases, 67 were true cases of postoperative sepsis, yielding a PPV of 41% (95% CI 28% to 54%). False positives were due to infections that were present on admission, urgent or emergent cases, no clinical diagnosis of sepsis, or other coding limitations such as nonspecific shock in postoperative patients.

CONCLUSIONS: PSI 13 has relatively poor predictive ability to identify true cases of postoperative sepsis in both the VA and nonfederal sectors. The lack of information on diagnosis timing, confusion about the definition of elective admission, and coding limitations were the major reasons for false positives. As it currently stands, the use of PSI 13 as a stand-alone measure for hospital reporting appears premature.

Copyright © 2011 American College of Surgeons. All rights reserved.

PMID: [21474345](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.7. Chen Q (2011)

J Am Coll Surg. 2011 Jun;212(6):977-83. Epub 2011 Apr 13.

Detecting patient safety indicators: How valid is "foreign body left during procedure" in the Veterans Health Administration?

Chen Q, Rosen AK, Cevasco M, Shin M, Itani KM, Borzecki AM.

Center for Organization, Leadership, and Management Research (COLMR), Boston, MA, USA.

Comment in J Urol. 2011 Dec;186(6):2347-8.

BACKGROUND: The Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ) developed patient safety indicator (PSI) 5, "Foreign body left during procedure," to flag accidental foreign bodies in surgical and medical procedures. This study examined how well this indicator identifies true foreign body events in the Veterans Health Administration (VA).

STUDY DESIGN: This was a retrospective study within 28 selected VA hospitals from fiscal year 2003 to 2007. Trained abstractors reviewed medical charts flagged by PSI 5 and determined true foreign body cases. We calculated the positive predictive value (PPV) of this indicator and performed descriptive analyses of true positive and false positive cases.

RESULTS: Of the 652,093 eligible cases, 93 were flagged by PSI 5 (0.14 per 1,000). Forty-two were true positives, yielding a PPV of 45% (95% CI 35% to 56%). False positives were due to a foreign body that was present on admission (57%) or coding errors (43%). True foreign bodies were associated with surgical ($n = 23$) and medical ($n = 19$) procedures. The most common type of surgical foreign body was a sponge (52%). Overall, approximately 40% of foreign bodies were related to a device failure or malfunction (30% surgical vs 53% medical foreign bodies). Postoperative complications included pain (24%), infection (12%), adhesions (5%), and bowel obstruction (5%).

CONCLUSIONS: The reported rate of foreign body events as detected by PSI 5 is low in the VA, but occurs in both surgical and medical procedures. Despite widespread implementation of surgical counts, quality improvement efforts should focus on novel ways to eliminate this "never event" from operations. Future studies are needed to better understand the preventability of medical procedure-associated foreign bodies and particularly, device failure-related foreign bodies.

Published by Elsevier Inc.

PMID: [21489830](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.8. D'Amato C (2007)

No abstract available.

J AHIMA. 2007 Nov-Dec;78(10):84-6.

The final rule for FY 2008 IPPS. MS-DRGs and POA top list in a year of major change.

D'Amato C, Garrett G, Johnson LM.

Ingenix, USA. cheryl.damato@ingenix.com

PMID: [18062443](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.9. Dubberke ER (2010)

Infect Control Hosp Epidemiol. 2010 Mar;31(3):262-8.

Multicenter study of surveillance for hospital-onset Clostridium difficile infection by the use of ICD-9-CM diagnosis codes.

Dubberke ER, Butler AM, Yokoe DS, Mayer J, Hota B, Mangino JE, Khan YM, Popovich KJ, Stevenson KB, McDonald LC, Olsen MA, Fraser VJ; Prevention Epicenters Program of the Centers for Disease Control and Prevention.

Washington University School of Medicine, St Louis, Missouri, USA. edubberk@im.wustl.edu

OBJECTIVE: To compare incidence of hospital-onset Clostridium difficile infection (CDI) measured by the use of International Classification of Diseases, Ninth Revision, Clinical Modification (ICD-9-CM) discharge diagnosis codes with rates measured by the use of electronically available C. difficile toxin assay results.

METHODS: Cases of hospital-onset CDI were identified at 5 US hospitals during the period from July 2000 through June 2006 with the use of 2 surveillance definitions: positive toxin assay results (gold standard) and secondary ICD-9-CM discharge diagnosis codes for CDI. The chi(2) test was used to compare incidence, linear regression models were used to analyze trends, and the test of equality was used to compare slopes.

RESULTS: Of 8,670 cases of hospital-onset CDI, 38% were identified by the use of both toxin assay results and the ICD-9-CM code, 16% by the use of toxin assay results alone, and 45% by the use of the ICD-9-CM code alone. Nearly half (47%) of cases of CDI identified by the use of a secondary diagnosis code alone were community-onset CDI according to the results of the toxin assay. The rate of hospital-onset CDI found by use of ICD-9-CM codes was significantly higher than the rate found by use of toxin assay results overall ($P < .001$), as well as individually at 3 of the 5 hospitals ($P < .001$ for all). The agreement between toxin assay results and the presence of a secondary ICD-9-CM diagnosis code for CDI was moderate, with an overall kappa value of 0.509 and hospital-specific kappa values of 0.489-0.570. Overall, the annual increase in CDI incidence was significantly greater for rates determined by the use of ICD-9-CM codes than for rates determined by the use of toxin assay results ($P = .006$).

CONCLUSIONS: Although the ICD-9-CM code for CDI seems to be adequate for measuring the overall CDI burden, use of the ICD-9-CM discharge diagnosis code for CDI, without present-on-admission code assignment, is not an acceptable surrogate for surveillance for hospital-onset CDI.

PMID: [20100085](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.10. Finlayson E (2009)

Finlayson E, Birkmeyer JD (2009). Research Based on Administrative Data. *Surgery*. 2009. 145 (6). 610-616

PMID: [19486760](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

No abstract available.

11.2.11. Fry DE (2006)

Am Surg. 2006 Nov;72(11):1031-7; discussion 1061-9, 1133-48.

The hazards of using administrative data to measure surgical quality.

Fry DE, Pine MB, Jordan HS, Hoaglin DC, Jones B, Meimban R.

Michael Pine and Associates, Chicago, Illinois 60615, USA.

Erratum in Am Surg. 2007 Feb;73(2):199.

Administrative claims data have been used to measure risk-adjusted clinical outcomes of hospitalized patients. These data have been criticized because they cannot differentiate risk factors present at the time of admission from complications that occur during hospitalization. This paper illustrates how valid risk-adjustment can be achieved by enhancing administrative data with a present-on-admission code, admission laboratory data, and admission vital signs. Examples are presented for inpatient mortality rates following craniotomy and rates of postoperative sepsis after elective surgical procedures. Administrative claims data alone yielded a risk-adjustment model with 10 variables and a C-statistic of 0.891 for mortality after craniotomy, and a model with 18 variables and a C-statistic of 0.827 for postoperative sepsis. In contrast, the combination of administrative data and clinical data abstracted from medical records increased the number of variables in the craniotomy model to 21 with a C-statistic of 0.923, and the number of variables in the postoperative sepsis model to 29 with a C-statistic of 0.858. Use of only administrative data resulted in unacceptable amounts of systematic bias in 24 per cent of hospitals for craniotomy and 19 per cent of hospitals for postoperative sepsis. Addition of a present-on-admission code, laboratory data, and vital signs reduced the percentage of hospitals with unacceptable bias to two percent both for craniotomy and for postoperative sepsis. These illustrations demonstrate suboptimal risk stratification with administrative claims data only, but show that present-on-admission coding combined with readily available laboratory data and vital signs can support accurate risk-adjustment for the assessment of surgical outcomes.

PMID: [17120944](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.12. Fry DE (2007)

Ann Surg. 2007 Nov;246(5):875-85.

Combining administrative and clinical data to stratify surgical risk.

Fry DE, Pine M, Jordan HS, Elixhauser A, Hoaglin DC, Jones B, Warner D, Meimban R.

Michael Pine and Associates, Inc., Chicago, Illinois 60615, USA. dfry@mpine-inc.com

OBJECTIVE: To evaluate whether administrative claims data (ADM) from hospital discharges can be transformed by present-on-admission (POA) codes and readily available clinical data into a refined database that can support valid risk stratification (RS) of surgical outcomes.

SUMMARY BACKGROUND DATA: ADM from hospital discharges have been used for RS of medical and surgical outcomes, but results generally have been viewed with skepticism because of limited clinical information and questionable predictive accuracy.

METHODS: We used logistic regression analysis to choose predictor variables for RS of mortality in abdominal aortic aneurysm repair, coronary artery bypass graft surgery, and craniotomy, and for RS of 4 postoperative complications (ie, physiologic/metabolic derangement, respiratory failure, pulmonary embolism/deep vein thrombosis, and sepsis) after selected operations. RS models were developed for age only (Age model), ADM only (ADM model), ADM enhanced with POA codes for secondary diagnoses (POA-ADM model), POA-ADM supplemented with admission laboratory data (Laboratory model), Laboratory model supplemented with admission vital signs and additional laboratory data (VS model), VS model supplemented with key clinical findings abstracted from medical records (KCF model), and KCF model supplemented with composite clinical scores (Full model). Models were evaluated using c-statistics, case-based errors in predictions, and measures of hospital-based systematic bias.

RESULTS: The addition of POA codes and numerical laboratory results to ADM was associated with substantial improvements in all measures of analytic performance. In contrast, the addition of difficult-to-obtain key clinical findings resulted in only small improvements in predictions.

CONCLUSIONS: Enhancement of ADM with POA codes and readily available laboratory data can efficiently support accurate risk-stratified measurements of clinical outcomes in surgical patients.

PMID: [17968182](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.13. Garrett G (2007)

No abstract available.

J AHIMA. 2007 Nov-Dec;78(10):73-7.

Planning for present on admission.

Garrett G, Jorwic T, Safian SC, Spencer C, Zeisset A.

PMID: [18062441](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.14. Glance LG (2008)

BMC Health Serv Res. 2008 Aug 13;8:176.

Impact of date stamping on patient safety measurement in patients undergoing CABG: experience with the AHRQ Patient Safety Indicators.

Glance LG, Li Y, Osler TM, Mukamel DB, Dick AW.

Department of Anesthesiology, University of Rochester School of Medicine and Dentistry, Rochester, New York, USA. laurent_glance@urmc.rochester.edu

BACKGROUND: The Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ) Patient Safety Indicators (PSIs) provide information on hospital risk-adjusted rates for potentially preventable adverse events. Although designed to work with routine administrative data, it is unknown whether the PSIs can accurately distinguish between complications and pre-existing conditions. The objective of this study is to examine whether the AHRQ PSIs accurately measure hospital complication rates, using the data with present-on-admission (POA) codes to distinguish between complications and pre-existing conditions

METHODS: Retrospective cohort study of patients undergoing isolated CABG surgery in California conducted using the 1998-2000 California State Inpatient Database. We calculated the positive predictive value of selected AHRQ PSIs using information from the POA as the gold standard, and the intra-class correlation coefficient to assess the level of agreement between the hospital risk-adjusted PSI rates with and without the information contained in the POA modifier.

RESULTS: The false positive error rate, defined as one minus the positive predictive value, was greater than or equal to 20% for four of the eight PSIs examined: decubitus ulcer, failure-to-rescue, postoperative physiologic and metabolic derangement, and postoperative pulmonary embolism or deep venous thrombosis. Pairwise comparison of the hospital risk-adjusted PSI rates, with and without POA information, demonstrated almost perfect agreement for five of the eight PSI's. For decubitus ulcer, failure-to-rescue, and postoperative pulmonary embolism or DVT, the intraclass-correlation coefficient ranged between 0.63 to 0.79.

CONCLUSION: For some of the AHRQ Patient Safety Indicators, there are significant differences in the risk-adjusted rates of adverse events depending on whether the POA indicator is used to distinguish between pre-existing conditions and complications. The use of the POA indicator will increase the accuracy of the AHRQ PSIs as measures of adverse outcomes.

PMCID: PMC2529290

PMID: [18700979](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.15. Glance LG (2008a)

Med Care. 2008 Feb;46(2):112-9.

Impact of the present-on-admission indicator on hospital quality measurement: experience with the Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ) Inpatient Quality Indicators.

Glance LG, Osler TM, Mukamel DB, Dick AW.

University of Rochester School of Medicine, Rochester, New York, USA. Laurent_Glance@urmc.rochester.edu

Comment in Med Care. 2008 Feb;46(2):105-8.

BACKGROUND: The Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ) has constructed Inpatient Quality Indicator (IQI) mortality measures to measure hospital quality using routinely available administrative data. With the exception of California, New York State, and Wisconsin, administrative data do not include a present-on-admission (POA) indicator to distinguish between preexisting conditions and complications. The extent to which the lack of a POA indicator biases quality assessment based on the AHRQ mortality measures is unknown.

OBJECTIVE: To examine the impact of the POA indicator on hospital quality assessment based on the AHRQ mortality measures using enhanced administrative data from California, which includes a POA indicator.

METHODS: Retrospective cohort study based on 2.07 million inpatient admissions between 1998 and 2000 in the California State Inpatient Database. The AHRQ IQI software was used to calculate risk-adjusted mortality rates using either (1) routine administrative data that included all the International Classification of Diseases (ICD)-9-CM codes or (2) enhanced administrative data that included only the ICD-9-CM codes representing preexisting conditions.

RESULTS: The inclusion of the POA indicator frequently results in changes in the quality ranking of hospitals classified as high-quality or low-quality using routine administrative data. Twenty-seven percent (stroke) to 94% (coronary artery bypass graft) of hospitals classified as high-quality using routine administrative data were reclassified as intermediate- or low-quality hospitals using the enhanced administrative data. Twenty-five percent (congestive heart failure) to 76% (percutaneous coronary intervention) of hospitals classified as low-quality hospitals using enhanced administrative data were misclassified as intermediate-quality hospitals using routine administrative data.

CONCLUSIONS: Despite the fact that the AHRQ IQIs were primarily intended to serve as a screening tool, they are being increasingly used to publicly report hospital quality. Our findings emphasize the need to improve the "quality" of administrative data by including a POA indicator if these data are to serve as the information infrastructure for quality reporting.

PMID: [18219238](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.16. Houchens RL (2008)

Jt Comm J Qual Patient Saf. 2008 Mar;34(3):154-63.

How often are potential patient safety events present on admission?

Houchens RL, Elixhauser A, Romano PS.

Thomson Healthcare, Santa Barbara, California, USA. Bob.Houchens@thomson.com

BACKGROUND: Data fields that capture whether diagnoses are present on admission (POA)--distinguishing comorbidities from potential in-hospital complications--became part of the Uniform Bill for hospital claims in 2007. The AHRQ Patient Safety Indicators (PSIs) were initially developed as measures of potential patient safety problems that use routine administrative data without POA information. The impact of adding POA information to PSIs was examined.

METHODS: Data were used from California (CA) and New York (NY) Healthcare Cost and Utilization Project (HCUP) state inpatient databases for 2003, which include POA codes. Analysis was limited to 13 of 20 PSIs for which POA information was relevant, such as complications of anesthesia, accidental puncture, and sepsis.

RESULTS: In New York, 17% of cases revealed suspect POA coding, compared with 1%-2% in California. After suspect records were excluded, 92%-93% of secondary diagnoses in both CA and NY were POA. After incorporating POA information, most cases of decubitus ulcer (86%-89%), postoperative hip fracture (74%-79%), and postoperative pulmonary embolism深深 vein thrombosis (54%-58%) were no longer considered in-hospital patient safety events.

DISCUSSION: Three of 13 PSIs appear not to be valid measures of in-hospital patient safety events, but the remaining 10 appear to be potentially useful measures even in the absence of POA codes.

PMID: [18419045](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.17. Hughes JS (2006)

Health Care Financ Rev. 2006 Spring;27(3):63-82.

Identifying potentially preventable complications using a present on admission indicator.

Hughes JS, Averill RF, Goldfield NI, Gay JC, Muldoon J, McCullough E, Xiang J.

Yale University School of Medicine, USA. jshughes@mmm.com

This article describes the development of Potentially Preventable Complications (PPCs), a new method that uses a present on admission (POA) indicator to identify in-hospital complications among secondary diagnoses that arise after admission. Analyses that used PPCs to obtain risk-adjusted complication rates for California hospitals showed that (1) the POA indicator is essential for identifying complications, (2) frequency of complications varies by reason for admission and severity of illness (SOI), (3) complications are associated with higher hospital charges, longer lengths of stay, and increased mortality, and (4) hospital complication rates tend to be stable over time.

PMID: [17290649](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.18. Iezzoni LI (2007)

No abstract available.

Med Care. 2007 Apr;45(4):280-2.

Finally present on admission but needs attention.

Iezzoni LI.

Comment on Med Care. 2007 Apr;45(4):288-91.

PMID: [17496709](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.19. Jackson TJ (2009)

BMC Med Inform Decis Mak. 2009 Dec 1;9:48.

Development of a validation algorithm for 'present on admission' flagging.

Jackson TJ, Michel JL, Roberts R, Shepheard J, Cheng D, Rust J, Perry C.

Australian Centre for Economic Research on Health, School of Medicine, University of Queensland, Brisbane, Australia. t.jackson@uq.edu.au

BACKGROUND: The use of routine hospital data for understanding patterns of adverse outcomes has been limited in the past by the fact that pre-existing and post-admission conditions have been indistinguishable. The use of a 'Present on Admission' (or POA) indicator to distinguish pre-existing or co-morbid conditions from those arising during the episode of care has been advocated in the US for many years as a tool to support quality assurance activities and improve the accuracy of risk adjustment methodologies. The USA, Australia and Canada now all assign a flag to indicate the timing of onset of diagnoses. For quality improvement purposes, it is the 'not-POA' diagnoses (that is, those acquired in hospital) that are of interest.

METHODS: Our objective was to develop an algorithm for assessing the validity of assignment of 'not-POA' flags. We undertook expert review of the International Classification of Diseases, 10th Revision, Australian Modification (ICD-10-AM) to identify conditions that could not be plausibly hospital-acquired. The resulting computer algorithm was tested against all diagnoses flagged as complications in the Victorian (Australia) Admitted Episodes Dataset, 2005/06. Measures reported include rates of appropriate assignment of the new Australian 'Condition Onset' flag by ICD chapter, and patterns of invalid flagging.

RESULTS: Of 18,418 diagnosis codes reviewed, 93.4% ($n = 17,195$) reflected agreement on status for flagging by at least 2 of 3 reviewers (including 64.4% unanimous agreement; Fleiss' Kappa: 0.61). In tests of the new algorithm, 96.14% of all hospital-acquired diagnosis codes flagged were found to be valid in the Victorian records analysed. A lower proportion of individual codes was judged to be acceptably flagged (76.2%), but this reflected a high proportion of codes used <5 times in the data set (789/1035 invalid codes).

CONCLUSION: An indicator variable about the timing of occurrence of diagnoses can greatly expand the use of routinely coded data for hospital quality improvement programmes. The data-cleaning instrument developed and tested here can help guide coding practice in those health systems considering this change in hospital coding. The algorithm embodies principles for development of coding standards and coder education that would result in improved data validity for routine use of non-POA information.

PMCID: PMC2793244

PMID: [19951430](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.20. Jackson T (2011)

J Health Serv Res Policy. 2011 Jul;16(3):141-6.

Marginal costs of hospital-acquired conditions: information for priority-setting for patient safety programmes and research.

Jackson T, Nghiem HS, Rowell D, Jorm C, Wakefield J.

Faculty of Medicine and Dentistry, University of Alberta, Edmonton, Canada.
terri.jackson@ualberta.ca

OBJECTIVE: To estimate the relative inpatient costs of hospital-acquired conditions.

METHODS: Patient level costs were estimated using computerized costing systems that log individual utilization of inpatient services and apply sophisticated cost estimates from the hospital's general ledger. Occurrence of hospital-acquired conditions was identified using an Australian 'condition-onset' flag for diagnoses not present on admission. These were grouped to yield a comprehensive set of 144 categories of hospital-acquired conditions to summarize data coded with ICD-10. Standard linear regression techniques were used to identify the independent contribution of hospital-acquired conditions to costs, taking into account the case-mix of a sample of acute inpatients ($n = 1,699,997$) treated in Australian public hospitals in Victoria (2005/06) and Queensland(2006/07).

RESULTS: The most costly types of complications were post-procedure endocrine/metabolic disorders, adding AU\$21,827 to the cost of an episode, followed by MRSA (AU\$19,881) and enterocolitis due to Clostridium difficile (AU\$19,743). Aggregate costs to the system, however, were highest for septicaemia (AU\$41.4 million), complications of cardiac and vascular implants other than septicaemia (AU\$28.7 million), acute lower respiratory infections, including influenza and pneumonia (AU\$27.8 million) and UTI (AU\$24.7 million). Hospital-acquired complications are estimated to add 17.3% to treatment costs in this sample.

CONCLUSIONS: Patient safety efforts frequently focus on dramatic but rare complications with very serious patient harm. Previous studies of the costs of adverse events have provided information on 'indicators' of safety problems rather than the full range of hospital-acquired conditions. Adding a cost dimension to priority-setting could result in changes to the focus of patient safety programmes and research. Financial information should be combined with information on patient outcomes to allow for cost-utility evaluation of future interventions.

PMID: [21719478](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.21. Kim H (2010)

Gerontologist. 2010 Dec;50(6):810-20. Epub 2010 Jun 21.

Prevalence and predictors of adverse events in older surgical patients: impact of the present on admission indicator.

Kim H, Capezuti E, Kovner C, Zhao Z, Boockvar K.

Graduate School of Public Health, Seoul National University, 599 Kwanak-ro, Kwanak-gu, Seoul 151-742, South Korea. hk65@snu.ac.kr

PURPOSE OF THE STUDY: to examine the effects of the present on admission (POA) indicator on the prevalence of and factors associated with postsurgical adverse events in older patients.

DESIGN AND METHODS: this is a secondary data analysis of 82,898 surgical patients aged 65 years or older in 252 acute care hospitals in California in 2004. Four adverse events were counted using the Agency for Healthcare Research and Quality's Patient Safety Indicator (PSI) definitions with and without using the POA indicator. We also examined the effects of the POA indicator on the relationships between patient- and hospital-level factors and adverse events, using generalized linear mixed models.

RESULTS: the use of the POA indicator resulted in a marked reduction in the estimated rates of all 4 adverse event rates. Adjustment for POA conditions also influenced factors associated with adverse events. Compared with those with newly occurring adverse events only, admissions with only POA conditions were more likely to be admitted through the emergency department, be unplanned, and belong to patients with one or more preceding admissions or those with multiple admissions within the same year.

IMPLICATIONS: adverse event rates estimated from discharge abstracts using PSI methodology could be overstated when the POA indicator was not used. The POA indicator could influence predictors of adverse events. Studies on geriatric safety and outcomes using large administrative data sets should consider using the POA indicator. Further studies are needed on how to determine POA conditions.

PMID: [20566833](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.22. Leibson CL (2008)

Med Care. 2008 Feb;46(2):127-32.

Identifying in-hospital venous thromboembolism (VTE): a comparison of claims-based approaches with the Rochester Epidemiology Project VTE cohort.

Leibson CL, Needleman J, Buerhaus P, Heit JA, Melton LJ 3rd, Naessens JM, Bailey KR, Pettersen TM, Ransom JE, Harris MR.

Department of Health Sciences Research, Mayo Clinic College of Medicine, Rochester 55905, Minnesota, USA. leibson@mayo.edu

BACKGROUND: Efforts to identify hospital-acquired complications from claims data by applying exclusion rules to discharge diagnosis codes exhibit low positive predictive value (PPV). The PPV improves when a variable is added to each secondary diagnosis to indicate whether the condition was "present-on-admission" (POA) or "hospital-acquired". Such indicator variables will soon be required for Medicare reimbursement. No estimates are available, however, of the proportion of hospital-acquired complications that are missed (sensitivity) using either exclusion rules or indicator variables. We estimated sensitivity, specificity, PPV, and negative predictive value (NPV) of claims-based approaches using the Rochester Epidemiology Project (REP) venous thromboembolism (VTE) cohort as a "gold standard."

METHODS: All inpatient encounters by Olmsted County, Minnesota, residents at Mayo Clinic-affiliated hospitals 1995-1998 constituted the at-risk-population. REP-identified hospital-acquired VTE consisted of all objectively-diagnosed VTE among County residents 1995-1998, whose onset of symptoms occurred during inpatient stays at these hospitals, as confirmed by detailed review of County residents' provider-linked medical records. Claims-based approaches used billing data from these hospitals.

RESULTS: Of 37,845 inpatient encounters, 98 had REP-identified hospital-acquired VTE; 47 (48%) were medical encounters. NPV and specificity were >99% for both claims-based approaches. Although indicator variables provided higher PPV (74%) compared with exclusion rules (35%), the sensitivity for exclusion rules was 74% compared with only 38% for indicator variables. Misclassification was greater for medical than surgical encounters.

CONCLUSIONS: Utility and accuracy of claims data for identifying hospital-acquired conditions, including POA indicator variables, requires close attention be paid by clinicians and coders to what is being recorded.

PMID: [18219240](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.23. Lin RY (2010)

Int J Geriatr Psychiatry. 2010 Oct;25(10):1022-9.

Clinical associations of delirium in hospitalized adult patients and the role of on admission presentation.

Lin RY, Heacock LC, Bhargave GA, Fogel JF.

Department of Medicine, St Vincent's Hospital-Manhattan-SVCMC, New York, NY, USA. robert_lin@nymc.edu

OBJECTIVE: To describe clinical associations of delirium in hospitalized patients and relationships to on admission presentation.

DESIGN: Retrospective analysis of an administrative hospitalization database 1998-2007.

SETTING: Acute care hospitalizations in the New York State (NYS).

MEASUREMENTS: Four categories of diagnosis related group (DRG) hospitalizations were extracted from a NYS administrative database: pneumonia, congestive heart failure, urinary tract/kidney infection (UTI), and lower extremity orthopedic surgery (LEOS) DRGs. These hospitalizations were examined for clinical associations with delirium coding both on and after admission.

RESULTS: Delirium was coded in 0.8% of the cohort, of which an on admission diagnosis was present in 59%. On admission delirium was strongly associated with dementia (adjusted odds ratio 0, 95%CI 5.8-6.3) and with adverse drug effects (ADEs) (adjusted odds ratio 4.6, 95%CI 4.3, 5.0). After admission delirium was even more highly associated with ADEs (adjusted odds ratio 22.2, 95%CI 20.7-23.7). The UTI DRG category had the greatest proportion of on admission delirium. However after admission delirium was more common in the LEOS DRG category. Over time, there was a greater increase in delirium proportions in the UTI DRG category, and an overall increase in coding for encephalopathy states (potential alternative delirium descriptors).

CONCLUSION: ADEs play an important role in delirium regardless of whether or not it is present on admission. While the finding that most delirium hospitalizations presented on admission suggests that delirium impacts more as a clinical admitting determinant, in-hospital prevention strategies may still have benefit in targeted settings where after admission delirium is more frequent, such as patients with LEOS.

Copyright © 2010 John Wiley & Sons, Ltd.

PMID: [20661879](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.24. Lyder CH (2009)

Adv Skin Wound Care. 2009 Oct;22(10):476-84.

Annual checkup: the CMS pressure ulcer present-on-admission indicator.

Lyder CH, Ayello EA.

University of California, Los Angeles School of Nursing, Los Angeles, CA, USA.

PURPOSE: To provide the wound care practitioner with information about the Centers for Medicare and Medicaid Services (CMS) pressure ulcer present-on-admission (POA) indicators.

TARGET AUDIENCE: This continuing education activity is intended for physicians and nurses with an interest in skin and wound care.

OBJECTIVES: After reading this article and taking this test, the reader should be able to: 1. Describe the history and rationale for the CMS financial incentives for pressure ulcer (PrU) prevention. 2. Identify the CMS Pressure Ulcer POA indicators and 2009 ICD-9 coding for PrU staging. 3. Discuss the implications of the new CMS reimbursement for PrUs on healthcare organization practices with examples of successful interventions for PrU reduction.

PMID: [20026923](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.25. Mark BA (2010)

Res Nurs Health. 2010 Feb;33(1):35-47.

Nurse staffing and post-surgical complications using the present on admission indicator.

Mark BA, Harless DW.

School of Nursing, University of North Carolina at Chapel Hill, Carrington Hall CB7460, Chapel Hill, NC 27599-7460, USA.

We evaluated the relationship between registered nurse (RN) staffing and six post-surgical complications: pneumonia, septicemia, urinary tract infections, thrombophlebitis, fluid overload, and decubitus ulcers, in a dataset that contained the present on admission (POA) indicator. We analyzed a longitudinal panel of 283 acute care hospitals in California from 1996 to 2001. Using an adaptation of the Quality Health Outcomes Model, we found no statistically significant relationships between RN staffing and the complications. In addition, the signs of the relationships were opposite to those expected. That is, as staffing increased, so did some of the complications. We discuss potential reasons for these anomalous results, including the possibility that increases in RN staffing may result in earlier detection of complications. Other explanations include issues with risk adjustment, the lack of nurse level variables in the model, and issues with the POA indicator itself.

PMID: [20014218](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.26. McHugh MD (2011)

Int J Qual Health Care. 2011 Feb;23(1):44-51. Epub 2010 Nov 16.

Risk factors for hospital-acquired 'poor glycemic control': a case-control study.

McHugh MD, Shang J, Sloane DM, Aiken LH.

Center for Health Outcomes and Policy Research, University of Pennsylvania School of Nursing, Philadelphia, PA 19104-4217, USA. mchughm@nursing.upenn.edu

OBJECTIVE: To determine the patient and hospital characteristics associated with severe manifestations of 'poor glycemic control'-a 'no-pay' hospital-acquired condition defined by the US Medicare program based on hospital claims related to severe complications of diabetes.

DESIGN: A nested case-control study.

SETTING: California acute care hospitals from 2005 to 2006.

PARTICIPANTS: All cases (n= 261) with manifestations of poor glycemic control not present on admission admitted to California acute care hospitals from 2005 to 2006 and 261 controls were matched (1:1) using administrative data for age, sex, major diagnostic category and severity of illness.

MAIN OUTCOME MEASURE(S): The adjusted odds ratio (OR) for experiencing poor glycemic control.

RESULTS: Deaths (16 vs. 9%, P= 0.01) and total costs (\$26,125 vs. \$18,233, P=0.026) were significantly higher among poor glycemic control cases. Risk-adjusted conditional logistic regression revealed that each additional chronic condition increased the odds of poor glycemic control by 12% (OR: 1.12, 95% CI: 1.04-1.22). The interaction of registered nurse staffing and hospital teaching status suggested that in non-teaching hospitals, each additional nursing hour per adjusted patient day significantly reduced the odds of poor glycemic control by 16% (OR: 0.84, 95% CI: 0.73-0.96). Nurse staffing was not significant in teaching hospitals (OR: 0.98, 95% CI: 0.88-1.11).

CONCLUSIONS: Severe poor glycemic control complications are relatively rare but meaningful events with disproportionately high costs and mortality. Increasing nurse staffing may be an effective strategy in reducing poor glycemic control complications particularly in non-teaching hospitals.

PMCID: PMC3023952 [Available on 2012/2/1]

PMID: [21084321](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.27. McNutt R (2010)

Qual Manag Health Care. 2010 Jan-Mar;19(1):17-24.

Change in MS-DRG assignment and hospital reimbursement as a result of Centers for Medicare & Medicaid changes in payment for hospital-acquired conditions: is it coding or quality?

McNutt R, Johnson TJ, Odwazny R, Remmich Z, Skarupski K, Meurer S, Hohmann S, Harting B.

Section of Medical Informatics and Patient Safety Research, Rush University Medical Center, Chicago, Illinois 60612, USA. Robert_McNutt@rush.edu

CONTEXT: In October 2008, the Centers for Medicare & Medicaid Services reduced payments to hospitals for a group of hospital-acquired conditions (HACs) not documented as present on admission (POA). It is unknown what proportion of Medicare severity diagnosis related group (MS-DRG) assignments will change when the International Classification of Disease, 9th Revision, Clinical Modification (ICD-9-CM) diagnosis code for the HAC is not taken into account even before considering the POA status.

OBJECTIVES: The primary objectives were to estimate the proportion of cases that change MS-DRG assignment when HACs are removed from the calculation, the subsequent changes in reimbursement to hospitals, and the attenuation in changes in MS-DRG assignment after factoring in those that may be POA. Last, we explored the effect of the numbers of ICD-9-CM diagnosis codes on MS-DRG assignment.

METHODS: We obtained 2 years of discharge data from academic medical centers that were members of the University Health System Consortium and identified all cases with 1 of 7 HACs coded through ICD-9-CM diagnosis codes. We calculated the MS-DRG for each case with and without the HAC and, hence, the proportion where MS-DRG assignment changed. Next, we used a bootstrap method to calculate the range in the proportion of cases changing assignment to account for POA status. Changes in reimbursement were estimated by using the 2008 MS-DRG weights payment formula.

RESULTS: Of 184,932 cases with at least 1 HAC, 27.6% ($n = 52,272$) would experience a change in MS-DRG assignment without the HAC factored into the assignment. After taking into account those conditions that were potentially POA, 7.5% ($n = 14,176$) of the original cases would change MS-DRG assignment, with an average loss in reimbursement per case ranging from \$1548 with a catheter-associated urinary tract infection to \$7310 for a surgical site infection. These reductions would translate into a total reimbursement loss of \$50 261,692 (range: \$38 330,747-\$62 344,360) for the 86 academic medical centers. Those cases, for all conditions, with reductions in payment also have fewer additional ICD-9-CM codes associated.

CONCLUSIONS: Removing HACs from MS-DRG assignment may result in significant cost savings for the Centers for Medicare & Medicaid Services through reduced payment to hospitals. As more conditions are added, the negative impact on hospital reimbursement may

become greater. However, it is possible that variation in coding practice may affect cost savings and not reflect true differences in quality of care.

PMID: [20042930](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.28. Meddings J (2010)

Infect Control Hosp Epidemiol. 2010 Jun;31(6):627-33.

Hospital-acquired catheter-associated urinary tract infection: documentation and coding issues may reduce financial impact of Medicare's new payment policy.

Meddings J, Saint S, McMahon LF Jr.

Department of Internal Medicine, University of Michigan, Ann Arbor, Michigan, USA. meddings@umich.edu

OBJECTIVE: To evaluate whether hospital-acquired catheter-associated urinary tract infections (CA-UTIs) are accurately documented in discharge records with the use of International Classification of Diseases, Ninth Revision, Clinical Modification diagnosis codes so that non-payment is triggered, as mandated by the Centers for Medicare and Medicaid Services (CMS) Hospital-Acquired Conditions Initiative.

METHODS: We conducted a retrospective medical record review of 80 randomly selected adult discharges from May 2006 through September 2007 from the University of Michigan Health System (UMHS) with secondary-diagnosis urinary tract infections (UTIs). One physician-abstractor reviewed each record to categorize UTIs as catheter associated and/or hospital acquired; these results (considered "gold standard") were compared with diagnosis codes assigned by hospital coders. Annual use of the catheter association code (996.64) by UMHS coders was compared with state and US rates by using Healthcare Cost and Utilization Project data.

RESULTS: Patient mean age was 58 years; 56 (70%) were women; median length of hospital stay was 6 days; 50 patients (62%) used urinary catheters during hospitalization. Hospital coders had listed 20 secondary-diagnosis UTIs (25%) as hospital acquired, whereas physician-abstractors indicated that 37 (46%) were hospital acquired. Hospital coders had identified no CA-UTIs (code 996.64 was never used), whereas physician-abstractors identified 36 CA-UTIs (45%; 28 hospital acquired and 8 present on admission). Catheter use often was evident only from nursing notes, which, unlike physician notes, cannot be used by coders to assign discharge codes. State and US annual rates of 996.64 coding (approximately 1% of secondary-diagnosis UTIs) were similar to those at UMHS.

CONCLUSIONS: Hospital coders rarely use the catheter association code needed to identify CA-UTI among secondary-diagnosis UTIs. Coders often listed a UTI as present on admission, although the medical record indicated that it was hospital acquired. Because coding of hospital-acquired CA-UTI seems to be fraught with error, nonpayment according to CMS policy may not reliably occur.

PMID: [20426577](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.29. Murer CG (2008)

No abstract available.

Rehab Manag. 2008 Aug-Sep;21(7):38-9.

Present on admission overview.

Murer CG.

Murer Group, Joliet, IL, USA.

PMID: [18822580](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.30. Naessens JM (2007)

Med Care. 2007 Aug;45(8):781-8.

Impact of diagnosis-timing indicators on measures of safety, comorbidity, and case mix groupings from administrative data sources.

Naessens JM, Campbell CR, Berg B, Williams AR, Culbertson R.

Health Care Policy & Research, Mayo Clinic, Rochester, MN 55905, USA. naessens@mayo.edu

Erratum in Med Care. 2007 Dec;45(12):1234.

CONTEXT: Many attempts to identify hospital complications rely on secondary diagnoses from billing data. To be meaningful, diagnosis codes must distinguish between diagnoses after admission and those existing before admission.

OBJECTIVE: To assess the influence of diagnoses at admission on patient safety, comorbidity, severity measures, and case mix groupings for Medicare reimbursement.

DESIGN: Cross-sectional association of various diagnosis-based clinical and performance measures with and without diagnosis present on admission.

SETTING: Hospital discharges from Mayo Clinic Rochester hospitals in 2005 (N=60,599).

PATIENTS: All hospital inpatients including surgical, medical, pediatric, maternity, psychiatric, and rehabilitation patients. About 33% of patients traveled more than 120 miles for care.

MAIN OUTCOME MEASURES: Hospital patient safety indicators, comorbidity, severity, and case mix measures with and without diagnoses present at admission.

RESULTS: Over 90% of all diagnoses were present at admission whereas 27.1% of all inpatients had a secondary diagnosis coded in-hospital. About one-third of discharges with a safety indicator were flagged because of a diagnosis already present at admission, more likely among referral patients. In contrast, 87% of postoperative hemorrhage, 22% of postoperative hip fractures, and 54% of foreign bodies left in wounds were coded as in-hospital conditions. Severity changes during hospitalization were observed in less than 8% of discharges. Slightly over 3% of discharges were assigned to higher weight diagnosis-related groups based on an in-hospital complication.

CONCLUSIONS: In general, many patient safety indicators do not reliably identify adverse hospital events, especially when applied to academic referral centers. Except as noted, conditions recorded after admission have minimal impact on comorbidity and severity measures or on Medicare reimbursement.

PMID: [17667313](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.31. Osler T (2011)

J Trauma. 2011 Oct;71(4):1040-7.

Comparison of hospital mortality rates after burn injury in New York State: a risk-adjusted population-based observational study.

Osler T, Glance LG, Hosmer DW.

Department of Surgery, University of Vermont, Colchester, Vermont 05446, USA. tosler@silicondairy.net

BACKGROUND: Severity-adjusted mortality is an unequivocal measure of burn care success. Hospitals can be compared on this metric using administrative data because information required for calculating statistically adjusted risk of mortality is routinely collected on hospital admission.

METHODS: The New York State Department of Health provided information on all 13,113 thermally injured patients hospitalized at 1 of 194 hospitals between 2004 and 2008. We compared hospital survival rates using a random effects logistic model of mortality that incorporated age and several predictors that were present on admission and captured as International Classification of Diseases-9 codes: burn surface area, inhalation injury, three measures of physiologic compromise, and four medical comorbidities. Hospitals were compared on the adjusted odds of death and the number of excess deaths.

RESULTS: Overall mortality was 3.2%. Nine high-volume hospitals (>100 patients/year) cared for 83% of patients with burn injuries. Overall variability of the odds of mortality among these high-volume centers was modest (median odds ratio=1.2) and we found little evidence for differences in the adjusted odds of mortality. A secondary analysis of the 185 low-volume hospitals that cared for 2,235 patients disclosed only 24 deaths. When examined in aggregate, these hospitals had better than predicted risk-adjusted mortality; a logical explanation is judicious case selection.

CONCLUSIONS: Administrative hospital discharge data are extensive and comparably enough collected to allow comparison of the performance of burn centers. Risk-adjusted models show that patients have statistically indistinguishable risk-adjusted odds of mortality regardless of which hospital in New York State cared for them.

PMID: [21610531](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.32. Pine M (2007)

JAMA. 2007 Jan 3;297(1):71-6.

Enhancement of claims data to improve risk adjustment of hospital mortality.

Pine M, Jordan HS, Elixhauser A, Fry DE, Hoaglin DC, Jones B, Meimban R, Warner D, Gonzales J.

Michael Pine and Associates Inc, Chicago, Ill, USA. mpine@aol.com

Comment in JAMA. 2007 May 9;297(18):1983; author reply 1984.

CONTEXT: Comparisons of risk-adjusted hospital performance often are important components of public reports, pay-for-performance programs, and quality improvement initiatives. Risk-adjustment equations used in these analyses must contain sufficient clinical detail to ensure accurate measurements of hospital quality.

OBJECTIVE: To assess the effect on risk-adjusted hospital mortality rates of adding present on admission codes and numerical laboratory data to administrative claims data.

DESIGN, SETTING, AND PATIENTS: Comparison of risk-adjustment equations for inpatient mortality from July 2000 through June 2003 derived by sequentially adding increasingly difficult-to-obtain clinical data to an administrative database of 188 Pennsylvania hospitals. Patients were hospitalized for acute myocardial infarction, congestive heart failure, cerebrovascular accident, gastrointestinal tract hemorrhage, or pneumonia or underwent an abdominal aortic aneurysm repair, coronary artery bypass graft surgery, or craniotomy.

MAIN OUTCOME MEASURES: C statistics as a measure of the discriminatory power of alternative risk-adjustment models (administrative, present on admission, laboratory, and clinical for each of the 5 conditions and 3 procedures).

RESULTS: The mean (SD) c statistic for the administrative model was 0.79 (0.02). Adding present on admission codes and numerical laboratory data collected at the time of admission resulted in substantially improved risk-adjustment equations (mean [SD] c statistic of 0.84 [0.01] and 0.86 [0.01], respectively). Modest additional improvements were obtained by adding more complex and expensive to collect clinical data such as vital signs, blood culture results, key clinical findings, and composite scores abstracted from patients' medical records (mean [SD] c statistic of 0.88 [0.01]).

CONCLUSIONS: This study supports the value of adding present on admission codes and numerical laboratory values to administrative databases. Secondary abstraction of difficult-to-obtain key clinical findings adds little to the predictive power of risk-adjustment equations.

PMID: [17200477](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.33. Pine M (2009)

Med Decis Making. 2009 Jan-Feb;29(1):69-81. Epub 2008 Sep 23.

Modifying ICD-9-CM coding of secondary diagnoses to improve risk-adjustment of inpatient mortality rates.

Pine M, Jordan HS, Elixhauser A, Fry DE, Hoaglin DC, Jones B, Meimban R, Warner D, Gonzales J.

Michael Pine and Associates, Inc., 1210 Chicago Avenue, Evanston, IL 60202, USA. michaelorjoan@yahoo.com

OBJECTIVE: To assess the effect on risk-adjustment of inpatient mortality rates of progressively enhancing administrative claims data with clinical data that are increasingly expensive to obtain. **Data Sources.** Claims and abstracted clinical data on patients hospitalized for 5 medical conditions and 3 surgical procedures at 188 Pennsylvania hospitals from July 2000 through June 2003.

METHODS: Risk-adjustment models for inpatient mortality were derived using claims data with secondary diagnoses limited to conditions unlikely to be hospital-acquired complications. Models were enhanced with one or more of 1) secondary diagnoses inferred from clinical data to have been present-on-admission (POA), 2) secondary diagnoses not coded on claims but documented in medical records as POA, 3) numerical laboratory results from the first hospital day, and 4) all available clinical data from the first hospital day. Alternative models were compared using c-statistics, the magnitude of errors in prediction for individual cases, and the percentage of hospitals with aggregate errors in prediction exceeding specified thresholds.

RESULTS: More complete coding of a few under-reported secondary diagnoses and adding numerical laboratory results to claims data substantially improved predictions of inpatient mortality. Little improvement resulted from increasing the maximum number of available secondary diagnoses or adding additional clinical data.

CONCLUSIONS: Increasing the completeness and consistency of reporting a few secondary diagnosis codes for findings POA and merging claims data with numerical laboratory values improved risk adjustment of inpatient mortality rates. Expensive abstraction of additional clinical information from medical records resulted in little further improvement.

PMID: [18812585](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.34. Pine M (2009a)

Perspect Health Inf Manag. 2009;6:2. Epub 2009 Feb 11.

Screening algorithms to assess the accuracy of present-on-admission coding.

Pine M, Fry DE, Jones B, Meimban R.

Department of Medicine, University of Chicago, USA.

Present-on-admission modifiers for International Classification of Diseases, Ninth Revision, Clinical Modification (ICD-9-CM) diagnosis codes are rapidly becoming a standard coding requirement. Inaccurate coding of these modifiers can distort analyses of risk-adjusted outcomes and determinations of hospital reimbursement. A set of 12 screens for the plausibility of present-on-admission designations was developed and tested using New York State claims data for 2003, 2004, and 2005. Application of these screens uncovered numerous potential problems in coding with 39 percent of hospitals achieving a composite score higher than 90 percent and 36 percent of hospitals scoring 80 percent or less. Whether data quality control personnel adopt the screens employed in this study or develop similar sets of their own, the analytic approach used in this study provides a cost-effective method of assessing the quality of coding and the integrity of clinical performance reports based on enhanced claims data.

PMCID: PMC2645132

PMID: [19234617](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.35. Rangachari P (2007)

Perspect Health Inf Manag. 2007 Apr;4:3.

Coding for quality measurement: the relationship between hospital structural characteristics and coding accuracy from the perspective of quality measurement.

Rangachari P.

Quality and Patient Safety at Fairview Hospital in Great Barrington, MA, USA.

This study examines the relationship between hospital structural characteristics and coding accuracy from the perspective of quality measurement. To measure coding accuracy for quality measurement, the study utilizes the "present on admission" indicator, a data element in the New York state hospital administrative database. This data element is used by hospitals across New York state to indicate if a particular secondary diagnosis is "present on admission," "not present on admission," or "uncertain." Since the accurate distinction between comorbidities (present at admission) and complications (not present at admission,) is critical for risk adjustment in comparative hospital quality reports, this study uses the occurrence of the value "uncertain" in the "present on admission" indicator as the primary measure of coding accuracy. A lower occurrence of the value "uncertain" is considered to be reflective of better coding accuracy. Moreover, since coding accuracy of the "present on admission" indicator links back to the accuracy of physician documentation, a focus on the occurrence of the value "uncertain," also helps gain insight into physician documentation efficacy within the facility. By utilizing this approach, therefore, the study serves the twin purpose of 1) addressing the gap in the literature with respect to large-scale studies of "coding for quality," and 2) providing insight into the structural characteristics of institutions that are likely facing organizational challenges of physician documentation from the perspective of quality measurement.

PMCID: PMC2047295

PMID: [18066353](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.36. Rosenstein AH (2009)

Am J Med Qual. 2009 May-Jun;24(3):250-8.

Medicare's value-based payment initiatives: impact on and implications for improving physician documentation and coding.

Rosenstein AH, O'Daniel M, White S, Taylor K.

VHA West Coast, Pleasanton, California, USA. arosenst@vha.com

Medicare has introduced a number of new payment initiatives that will have a profound effect on hospital reimbursement and quality and safety ratings. The new medical severity diagnosis-related group (MS-DRG) payment system adds a number of new DRG categories to more adequately account for patient severity. The new present-on-admission (POA) initiative is designed to withhold additional reimbursement for selected complications that were not recorded as being POA but that occurred during the course of the hospitalization. The recovery audit contract requires hospitals to repay Medicare for services deemed not clinically necessary based on retrospective chart review. Reimbursement and quality rankings for each of these initiatives are based on the extent and thoroughness of physician chart documentation. Physicians must understand the importance of their role and responsibilities in this process and embrace what needs to be done through appropriate education, coaching, and guidance, which leads to more effective chart documentation.

PMID: [19461068](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.37. Sadeghi B (2010)

Cases of iatrogenic pneumothorax can be identified from ICD-9-CM coded data.

Sadeghi B, Baron R, Zrelak P, Utter GH, Geppert JJ, Tancredi DJ, Romano PS.

University of California, Davis, Sacramento, CA 95817, USA. bsadeghi@ucdavis.edu

Hospital administrative data are being used to identify hospitals with hospital-acquired complications such as iatrogenic pneumothorax. This was a retrospective cross-sectional study of hospitalization records to estimate the positive predictive value (PPV) of the Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ) Patient Safety Indicator for iatrogenic pneumothorax. A probability sample of inpatient medical records from 2006 to 2007 was reviewed in a national sample of 28 volunteer hospitals. Among the 200 flagged cases, the PPV was 78% (95% confidence interval = 73%-82%). False positive cases were mostly a result of exclusionary conditions (11%) and pneumothoraxes that were present on admission (7%). About 44% of events followed attempted central venous catheter (CVC) placement. Of the 69 CVC-associated events, only 5 occurred with ultrasound guidance. AHRQ's iatrogenic pneumothorax indicator can serve in quality of care improvement. At least 1725 hospital-acquired pneumothoraxes could have been prevented in 2004 through universal use of ultrasound guidance during internal jugular cannulation.

PMID: [20460565](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.38. Saleh SS (2010)

Med Care. 2010 Jun;48(6):518-26.

The cost impact of hospital-acquired conditions among critical care patients.

Saleh SS, Callan M, Therriault M, Landor N.

Department of Health Management and Policy, Faculty of Health Sciences, American University of Beirut, Beirut, Lebanon. ss117@aub.edu.lb

BACKGROUND: The modifications introduced to the inpatient prospective payment system on October 1, 2008, to disallow payment for 8 secondary conditions, if not present on admission (POA), constitute a significant shift that is expected to be followed by similar steps by private payers.

OBJECTIVE: To investigate the cost impact of hospital-acquired complications (HACs).

RESEARCH DESIGN: Discharges that included critical care (CC) stay cases, stratified by diagnosis-related groups, were categorized into (1) cases with HACs-those cases where 1 or more of complications were acquired during the course of treatment; (2) cases with complications that were POA; and (3) cases with no HACs or complications on admission. Twelve diagnostic condition groupings or HACs were examined.

RESULTS: Sepsis was the most common condition among single-occurrence HACs, as well as those where 2 HACs occurred. Among the 22 diagnosis-related groups examined, total discharge and CC costs, length of stay, and CC length of stay were consistently the highest among discharges where a HAC occurred, followed by discharges with the presence of a POA complication. Conversely, the lowest level of resource use was associated with discharges where no complication occurred.

CONCLUSIONS: The estimates provided in this study should enable hospitals to identify how improvements in care can also result in cost savings. Focusing this study on CC cases enables hospitals to address highest cost cases that consume crucial resources in their CC settings.

PMID: [20473198](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.39. Scanlon MC (2008)

Pediatrics. 2008 Jun;121(6):e1723-31. Epub 2008 May 12.

Evaluation of the agency for healthcare research and quality pediatric quality indicators.

Scanlon MC, Harris JM 2nd, Levy F, Sedman A.

Division of Pediatric Critical Care, Medical College of Wisconsin, Milwaukee, Wisconsin, USA.

Comment in Pediatrics. 2008 Jul;122(1):182-3.

OBJECTIVES: Pediatric quality indicators were developed in 2006 by the Agency for Healthcare Research and Quality to identify potentially preventable complications in hospitalized children. Our objectives for this study were to (1) apply these algorithms to an aggregate children's hospital's discharge abstract database, (2) establish rates for each of the pediatric quality indicator events in the children's hospitals, (3) use direct chart review to investigate the accuracy of the pediatric quality indicators, (4) calculate the number of complications that were already present on admission and, therefore, not attributable to the specific hospitalization, and (5) evaluate preventability and calculate positive predictive value for each of the indicators. In addition, we wanted to use the data to set priorities for ongoing clinical investigation.

METHODS: The Agency for Healthcare Research and Quality pediatric quality indicator algorithms were applied to 76 children's hospital's discharge abstract data (1794675 discharges) from 2003 to 2005. Rates were calculated for 11 of the pediatric quality indicators from all 3 years of discharge data: accidental puncture or laceration, decubitus ulcer, foreign body left in during a procedure, iatrogenic pneumothorax in neonates at risk, iatrogenic pneumothorax in nonneonates, postoperative hemorrhage or hematoma, postoperative respiratory failure, postoperative sepsis, postoperative wound dehiscence, selected infections caused by medical care, and transfusion reaction. Subsequently, clinicians from 28 children's hospitals reviewed 1703 charts in which complications had been identified. They answered questions as to correctness of secondary diagnoses that were associated with the indicator, whether a complication was already present on admission, and whether that complication was preventable, nonpreventable, or uncertain.

RESULTS: Across 3 years of data the rates of pediatric quality indicators ranged from a low of 0.01/1000 discharges for transfusion reaction to a high of 35/1000 for postoperative respiratory failure, with a median value of 1.85/1000 for the 11 pediatric quality indicators. Indicators were often already present on admission and ranged from 43% for infection caused by medical care to 0% for iatrogenic pneumothorax in neonates, with a median value of 16.9%. Positive predictive value for the subset of pediatric quality indicators occurring after admission was highest for decubitus ulcer (51%) and infection caused by medical care (40%). Because of the very large numbers of cases identified and its low preventability, the indicator postoperative respiratory failure is particularly problematic. The initial definition includes all children on ventilators postoperatively for >4 days with few exclusions. Being on a ventilator for 4 days would be a normal occurrence for many children with extensive surgery; there-

fore, the majority of the time does not indicate a complication and makes the indicator inappropriate.

CONCLUSIONS: A subset of pediatric quality indicators derived from administrative data are reasonable screening tools to help hospitals prioritize chart review and subsequent improvement projects. However, in their present form, true preventability of these complications is relatively low; therefore, the indicators are not useful for public hospital comparison. Identifying which complications are present on admission versus those that occur within the hospitalization will be essential, along with adequate risk adjustment, for any valid comparison between institutions. Infection caused by medical care and decubitus ulcers are clinically important indicators once the present-on-admission status is determined. These complications cause significant morbidity in hospitalized children, and research has shown a high level of preventability. The pediatric quality indicator software can help children's hospitals objectively review their cases and target improvement activities appropriately. The postoperative-respiratory-failure indicator does not represent a complication in the majority of cases and, therefore, should not be included for hospital screening or public comparison. Chart review should become part of the development process for quality indicators to avoid inappropriate conclusions that misdirect quality-improvement resources.

PMID: [18474532](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.40. Stukenborg GJ (2011)

Med Care. 2011 Aug;49(8):744-51.

Hospital mortality risk adjustment for heart failure patients using present on admission diagnoses: improved classification and calibration.

Stukenborg GJ.

Division of Patient Outcomes, Policy, and Population Health, Department of Public Health Sciences, University of Virginia School of Medicine, Charlottesville, VA 22908, USA. gstukenborg@virginia.edu

BACKGROUND AND OBJECTIVE: Heart failure patient mortality rates are a focus of hospital quality assessment. This study examines whether comprehensive use of diagnoses identified as present on admission improves methods for comparing hospital mortality rates.

RESEARCH DESIGN: California hospital mortality rates are assessed using the Agency for Healthcare Research and Quality Inpatient Quality Indicator for heart failure, which uses selected diagnoses identified as present on admission. These rates are compared with rates calculated using comprehensive adjustments for diagnoses identified as present on admission. Models are compared to assess the accuracy of classification and to compare differences in hospitals identified with lower or higher than expected mortality.

SUBJECTS: The study included 91,511 discharge records for patients with heart failure from 365 California hospitals for patients discharged in 2007.

RESULTS: Every aspect of statistical model performance (discrimination, classification, calibration, and explanatory power) was improved by using more comprehensive adjustments for diagnoses identified as present on admission. The number of hospitals originally identified with higher than expected mortality was reduced by 50%.

CONCLUSIONS: More comprehensive use of diagnoses identified as present on admission improves the performance of mortality risk adjustment methods, and these improvements meaningfully change the results of hospital mortality rate comparisons.

PMID: [21577166](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.41. Talsma A (2010)

J Nurs Adm. 2010 Oct;40(10):417-23.

Failure to rescue measure: validation of community- and hospital-acquired complications.

Talsma A, Jones K, Liu G, Campbell DA.

University of Michigan, Ann Arbor, MI 48109, USA. antalsma@umich.edu

The inclusion of the failure to rescue (FTR) measure as one of the Centers for Medicare and Medicaid Services Inpatient Prospective Payment System measures has raised questions about the characteristics of FTR cases and their outcomes. In this study, we validated 75% of the identified FTR complications using medical record review ($n = 461$). Nearly half (49.5%) of the complications originated in the community and were present on admission. Acute renal failure, gastrointestinal hemorrhage, and sepsis most often originated in the community. Cardiac arrest/shock, pneumonia, and pulmonary embolism and deep vein thrombosis most often developed in the hospitals. These findings have important implications for practice as clinical leadership focuses on the prevention and aggressive management of complications to prevent death, increased length of stay, and possible reductions in Medicare diagnosis related groups' reimbursements.

PMID: [20859092](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.42. Verelst S (2010)

Qual Saf Health Care. 2010 Oct;19(5):e25. Epub 2010 Apr 27.

Validation of Hospital Administrative Dataset for adverse event screening.

Verelst S, Jacques J, Van den Heede K, Gillet P, Kohl P, Vleugels A, Sermeus W.

Center for Health Services and Nursing Research, University Hospital of Liège, Liège, Belgium.

OBJECTIVE: To assess whether the Belgian Hospital Discharge Dataset (B-HDDS) is a valid source for the detection of adverse events in acute hospitals.

DESIGN, SETTING AND PARTICIPANTS: Retrospective review of 1515 patient records in eight acute Belgian hospitals for the year 2005.

MAIN OUTCOME MEASURES: Predictive value of the B-HDDS and medical record reviews and degree of correspondence between the B-HDDS and medical record reviews for five indicators: pressure ulcer, postoperative pulmonary embolism or deep vein thrombosis, postoperative sepsis, ventilator-associated pneumonia and postoperative wound infection.

RESULTS: Postoperative wound infection received the highest positive predictive value (62.3%), whereas postoperative sepsis and ventilator-associated pneumonia were rated as only 44.2% and 29.9% respectively. Excluding present on admission from the screening substantially decreased the positive predictive value of pressure ulcer from 74.5% to 54.3%, as pressure ulcers present on admission were responsible for more B-HDDS-medical record mismatches than any other indicator. Over half (56.8%) of false-positive cases for postoperative sepsis were due to a lack of specificity of the ICD-9-CM code, whereas in 58.6% of false-positive cases for ventilator-associated pneumonia, clinical criteria appeared to be too stringent.

CONCLUSIONS: The B-HDDS has the potential to accurately detect some but not all adverse events. Adding a code 'present on admission' and improving the ICD-9-CM codes might already partially improve the correspondence between the B-HDDS and the medical record review.

PMID: [20427309](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.43. Wachter RM (2008)

Jt Comm J Qual Patient Saf. 2008 Feb;34(2):116-23.

Medicare's decision to withhold payment for hospital errors: the devil is in the details

Wachter RM, Foster NE, Dudley RA.

Department of Medicine, University of California, San Francisco, USA.
bobw@medicine.ucsf.edu

BACKGROUND: Medicare recently announced its intention to withhold additional payments for "serious preventable events."

THE INTERVENTION: Beginning in 2009, Medicare will withhold its usual additional payments associated with hospitalizations that included one of several potentially preventable adverse events, such as certain hospital-acquired infections, pressure ulcers, and retained surgical objects. Several more events are being considered for the future. A new coding category, "present on admission" (POA), has been added to identify patients whose adverse events occurred before the index hospitalization.

ISSUES AND CHALLENGES: A "not paying for errors" policy seems reasonable if evidence demonstrates that most of the adverse events can be prevented by widespread adoption of achievable practices, the events can be measured accurately, the events resulted in clinically significant patient harm, and POA determination is feasible. Many of these criteria are met for the events in Medicare's starter set; but there are concerns about each event.

CONCLUSIONS: Although the new Medicare policy will undoubtedly lead to instances of unfairness, gaming, and unforeseen consequences, it may be effective. This initial implementation should be considered a bold experiment, whose consequences are carefully monitored. Additional research will be needed to help identify preventable adverse events and evidence-based strategies to prevent them.

PMID: [18351196](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.44. White RH (2009)

Med Care. 2009 Dec;47(12):1237-43.

How valid is the ICD-9-CM based AHRQ patient safety indicator for postoperative venous thromboembolism?

White RH, Sadeghi B, Tancredi DJ, Zrelak P, Cuny J, Sama P, Utter GH, Geppert JJ, Romano PS.

Division of General Medicine, University of California, Davis, CA 95817, USA.
rhwhite@ucdavis.edu

BACKGROUND: Hospital administrative data are being used to identify patients with postoperative venous thromboembolism (VTE), either pulmonary embolism (PE) or deep-vein thrombosis (DVT). However, few studies have evaluated the accuracy of these ICD-9-CM codes across multiple hospitals.

METHODS AND MATERIALS: The Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ) Patient Safety Indicator (PSI)-12 was used to identify cases with postoperative VTE in 80 hospitals that volunteered for either an AHRQ or University HealthSystem Consortium (UHC) validation project. Trained abstractors using a standardized tool and guidelines retrospectively verified all coded VTE events.

RESULTS: In the combined samples, the positive predictive value of the set of prespecified VTE codes for any acute VTE at any time during the hospitalization was 451 of 573 = 79% (95% CI: 75%-82%). However, the positive predictive value for acute lower extremity DVT or PE diagnosed after an operation was 209 of 452 =44% (95% CI: 37%-51%) in the UHC sample and 58 of 121 = 48% (95% CI: 42-67%) in the AHRQ sample. Fourteen percent of all cases had an acute upper extremity DVT, 6% had superficial vein thrombosis and 21% had no acute VTE, however, 61% of the latter had a documented prior/chronic VTE. In the UHC cohort, the sensitivity for any acute VTE was 95.5% (95% CI: 86.4%-100%); the specificity was 99.5% (95% CI: 99.4%-99.7%).

CONCLUSION: Current PSI 12 criteria do not accurately identify patients with acute postoperative lower extremity DVT or PE. Modification of the ICD-9-CM codes and implementation of "present on admission" flags should improve the predictive value for clinically important VTE events.

PMID: [19786907](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.45. Zhan C (2009)

Med Care. 2009 Mar;47(3):364-9.

Identification of hospital-acquired catheter-associated urinary tract infections from Medicare claims: sensitivity and positive predictive value.

Zhan C, Elixhauser A, Richards CL Jr, Wang Y, Baine WB, Pineau M, Verzier N, Kliman R, Hunt D.

Agency for Healthcare Research and Quality, Department of Health and Human Services, Rockville, Maryland 20850-6649, USA. czhan@ahrq.hhs.gov

BACKGROUND AND OBJECTIVE: Hospital-acquired catheter-associated urinary tract infection (CAUTI) is one of the first 6 conditions Medicare is targeting to reduce payment associated with hospital-acquired conditions under Congressional mandate. This study was to determine the positive predictive value (PPV) and sensitivity in identifying patients in Medicare claims who had urinary catheterization and who had hospital-acquired CAUTIs.

RESEARCH DESIGN: CAUTIs identified by ICD-9-CM codes in Medicare claims were compared with those revealed by medical record abstraction in random samples of Medicare discharges in 2005 to 2006. Hospital discharge abstracts (2005) from the states of New York and California were used to estimate the potential impact of a present-on-admission (POA) indicator on PPV.

RESULTS: ICD-9-CM procedure codes for urinary catheterization appeared in only 1.4% of Medicare claims for patients who had urinary catheters. As a proxy, claims with major surgery had a PPV of 75% and sensitivity of 48%, and claims with any surgical procedure had a PPV of 53% and sensitivity of 79% in identifying urinary catheterization. The PPV and sensitivity for identifying hospital-acquired CAUTIs varied, with the PPV at 30% and sensitivity at 65% in claims with major surgery. About 80% of the secondary diagnosis codes indicating UTIs were flagged as POA, suggesting that the addition of POA indicators in Medicare claims would increase PPV up to 86% and sensitivity up to 79% in identifying hospital-acquired CAUTIs.

CONCLUSIONS: The validity in identifying urinary catheter use and CAUTIs from Medicare claims is limited, but will be increased substantially upon addition of a POA indicator.

PMID: [19194330](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

11.2.46. Zrelak PA (2011)

J Healthc Qual. 2011 Mar-Apr;33(2):29-36. doi: 10.1111/j.1945-1474.2010.00114.x.

Epub 2011 Jan 11.

Positive predictive value of the Agency for Healthcare Research and Quality Patient Safety Indicator for central line-related bloodstream infection ("selected infections due to medical care").

Zrelak PA, Sadeghi B, Utter GH, Baron R, Tancredi DJ, Geppert JJ, Romano PS.

University of California, Davis, Sacramento, CA Battelle Memorial Institute in Sacramento, CA, USA.

As part of the Agency for Healthcare Research and Quality Patient Safety Indicator (PSI) Validation Pilot Project, we evaluated the criterion validity of PSI 7. At the time of this study, PSI 7 was entitled "Selected Infections Due to Medical Care" and targeted catheter-related infections and inflammatory reactions. We conducted a retrospective cross-sectional study of 23 volunteer U.S. hospitals, where trained abstractors reviewed a sample of records that met PSI 7 criteria from October 1, 2005 to March 31, 2007. Of the 191 cases that met PSI 7 criteria, 104 (positive predictive value = 54%, 95% confidence interval: 40-69%) represented true infections. Of these cases, 77 (74%) were associated with central venous catheters, 15 (15%) were associated with peripheral intravenous (n=13) and or or arterial catheters (n=6), and 12 (11%) were associated with unknown catheters. Of the 87 (46%) false-positive cases, 41 (47%) did not have a qualifying infection identified by the abstractor, 38 (44%) had an infection present on admission, and 8 (9%) had an exclusionary diagnosis. PSI 7 has a low positive predictive value compared with other PSIs recently studied. Present on admission diagnoses and improved coding for infections related to central venous catheters (implemented October 2007) may improve validity.

© 2011 National Association for Healthcare Quality.

PMID: [21385278](#) [PubMed - indexed for MEDLINE]

12. Nicht berücksichtigte Dokumente

Hinweis: Die in eckigen Klammern [] angegebenen Nummern sind die internen Dokumentennummern aus der Datenbank des Verfassers.

[No authors listed] (2008). For POA, put focus on patient care not billing. Hosp Peer Rev. 2008. 33 (3). 32-33 [15949]

[No authors listed] (2009). Premier/IHI algorithms automate process for identifying patient harm. Healthcare Benchmarks Qual Improv. 2009. 16 (9). 97-99 [15935]

[No authors listed] (2008). present on admission: impact on hospitals for Medicare and other payers. Healthc Financ Manage. 2008. 62 (1). 120-121 [15950]

[No authors listed] (2008). CMS wants to double list of conditions for which it will not pay a higher rate. ED Manag. 2008. 20 (7). 73-75 [15946]

Armstrong DG, Ayello EA, Capitulo KL, Fowler E, Krasner DL, Levine JM, Sibbald RG, Smith AP (2008). New Opportunities to Improve Pressure Ulcer Prevention and Treatment. Implications of the CMS Inpatient Hospital Care Present on Admission Indicators/Hospital-Acquired Conditions Policy: A Consensus Paper from the International Expert Wound Care Advisory Panel. Adv Skin Wound Care. 2008. 21 (10). 469-478 [15941]

Attaluri V, Kiran RP, Vogel J, Remzi F, Church J (2011). Risk Factors for Urinary Tract Infections in Colorectal Compared with Vascular Surgery: A Need to Review Current Present-On-Admission Policy? J Am Coll Surg. 2011. 212 (3). 356-361 [15917]

Ballentine NH (2009). Coding and Documentation: Medicare Severity Diagnosis-Related Groups and Present-on-Admission Documentation. J Hosp Med. 2009. 4 (2). 124-130 [15939]

Bottle A, P Aylin (2011). Comorbidity scores for administrative data benefited from adaptation to local coding and diagnostic practices. J Clin Epidemiol. 2011. 64 (12). 1426-1433 [15488]

Catalano K (2008). Preventable Hospital-Acquired Conditions: The Whys and Wherefores. Plast Surg Nurs. 2008. 28 (3). 158-161 [15944]

De Angelis G, Murthy A, Beyersmann J, Harbarth S (2010). Estimating the impact of healthcare-associated infections on length of stay and costs. Clin Microbiol Infect. 2010. 16 (12). 1729-1735 [15920]

Garrett G (2009). Present on Admission. Where We Are Now. J AHIMA. 2009. 80 (7). 23-26 [15936]

Johnson T, McNutt R, Odwazny R, Patel D, Baker S (2009). Discrepancy Between Admission and Discharge Diagnoses as a Predictor of Hospital Length of Stay. J Hosp Med. 2009. 4 (4). 234-239 [15962]

Mookherjee S, Vidyarthi AR, Ranji SR, Maselli J, Wachter RM, Baron RB (2010). Potential Unintended Consequences Due to Medicare's "No Pay for Errors Rule"? A Randomized Controlled Trial of an Educational Intervention with Internal Medicine Residents. J Gen Intern Med. 2010. 25 (10). 1097-1101 [15924]

McNair P, Borovnicar, D, Jackson T, Gillet S (2009). Prospective Payment to Encourage System Wide Quality Improvement. Med Care. 2009. 47 (3). 272-278 [15963]

Michel J, Nghiem HD, Jackson TJ (2009). Using ICD-10-AM codes to characterise hospital-acquired complications. HIM J. 2009. 38 (3). 18-25 [15933]

Miggins M, Hasan A, Hohmann S, Southwick F, Casella G, Schain D, Liu H, Bihorac A, Moldawer L, Efron P, Ang D (2011). The Potential Influence of Common Viral Infections Diagnosed during Hospitalization among Critically ill Patients in the United States. PLOS one. 2011. 6 (4). - [15909]

Schraffenberger LA (2008). Analysis of POA and Hospital-Acquired Conditions Data. Part 1. J AHIMA. 2008. 79 (6). 66-68 [15948]

Schraffenberger LA (2008a). Analysis of POA and Hospital-Acquired Conditions Data. Part 2. J AHIMA. 2008. 79 (7). 70-74 [15947]

Stone PW, Glied SA, McNair PD, Matthes N, Cohen B, Landers TF, Larson EL **(2010)**. CMS Changes in Reimbursement for HAIs: Setting A Research Agenda. *Med Care*. 2010. 48 (5). 433-439 [15928]

Utter GH, Zrelak PA, Baron R, Tancredi DJ, Sadeghi B, Geppert JJ, Romano PS **(2009)**. Positive Predictive Value of the AHRQ Accidental Puncture or Laceration Patient Safety Indicator. *Ann Surg*. 2009. 250 (6). 1041-1045 [15934]

Vose C, Murphy RX Jr, Burmeister DB, Buckenmyer C, Davidson CL, Meltsch TJ, Holko G, Karoly E, Porter BG **(2011)**. Establishing a Comprehensive Networkwide Pressure Ulcer Identification Process. *Jt Comm J Qual Patient Saf*. 2011. 37 (3). 131-137 [15910]

Weigelt JA, Lal A, Riska R **(2011)**. Venous Thromboembolism Prophylaxis in Surgical Patients: Identifying a Patient Group to Maximize Performance Improvement. *Jt Comm J Qual Patient Saf*. 2011. 37 (4). 178-183 [15911]

Wilson L **(2008)**. POA coding challenges. Concern grows over quality of documentation. *Modern Healthcare*. 2008. Suppl 10. 10-12 [15945]

13. Anhang: Statistische Fachbegriffe

In den aufgeführten Artikeln werden verschiedene statistische Fachbegriffe verwendet, die in diesem Abschnitt näher erläutert werden. Sie gelten sinngemäß auch für Modelle z.B. zur Vorhersage einer Komplikation und werden am eingänglicheren Beispiel eines medizinischen Tests erläutert.

Die Ausführungen wurden den Lehrbüchern von **Hüsler & Zimmermann (2006)** sowie **Sachs & Hedderich (2009)** entnommen. Ergänzende Ausführungen im Zusammenhang administrativen Routinedaten sind zu finden im Lehrbuch von **Iezzoni (2003)** und bei **Benchimol et al. (2011)**

Ein medizinischer Test (z.B. ein Test auf Vorhandensein eines bestimmten Tumormarkers im Blut) sollte im Idealfall nur richtige Entscheide bringen. Da dieser idealfall kaum vorkommt, sollte das Risiko falscher Entscheide bekannt sein. Demnach sollte die Rate eines falsch-positiven bzw. falsch-negativen Resultats ermittelt werden.

Die Rate der richtig-positiven Resultate wird als **Sensitivität** bezeichnet. Dies ist der Anteil positiver Testergebnisse unter den Kranken. Sie wird definiert als

$$\frac{\text{Anzahl erkrankter Personen mit positivem Test}}{\text{Anzahl aller erkrankten Personen}}$$

Die Rate der richtig-negativen Resultate wird als **Spezifität** bezeichnet, dies ist der Anteil negativer Testergebnisse unter der Gesunden:

$$\frac{\text{Anzahl nichterkrankter Personen mit negativem Test}}{\text{Anzahl aller nichterkrankten Personen}}$$

Hieraus ergeben sich dann weitere Raten:

$$\text{Falsch-negative Rate} = 1 - \text{Sensitivität}$$

$$\text{Falsch-positive Rate} = 1 - \text{Spezifität}$$

Wichtig ist zu bemerken, dass diese Raten auf spezielle Patientengruppen bezogen sind, hier entweder auf die erkrankten oder die nichterkrankten Patienten. Deshalb werden solche Raten als „bedingte Raten“ (bedingt zu einer Patientengruppe) bezeichnet.

Eine andere Frage ist, ob ein Patient eine bestimmte Erkrankung wirklich hat, wenn der Test dies behauptet (Anteil der Kranken unter Personen mit positivem Testergebnis). Zur Berechnung dieser so genannten **positiv prädiktiven Rate (PPR)** wird die Formel von Bayes verwendet, auf deren Darstellung an dieser Stelle verzichtet wird. Zusätzlich spielt dabei die Prävalenz eine wichtige Rolle (sie gibt an, wie viele Menschen einer bestimmten Gruppe definierter Größe an einer bestimmten Krankheit erkrankt sind).

Es gibt auch eine **negative prädiktive Rate (NPR)**, sie gibt Auskunft über den Anteil der Gesunden unter den Personen mit negativem Testergebnis.

Während Sensitivität und Spezifität statistische Gütekriterien eines Testverfahrens selber sind, beschreiben PPR und NPR die klinische Relevanz des Tests bzw. eines Testergebnis.

Das Ergebnis eines (diagnostischen) Tests ist häufig eine kontinuierliche (quantitative) Meßgröße. Eine „natürliche“ Grenze zwischen „normal“ und „pathologisch“ gibt es in der Regel nicht. Sensitivität und Spezifität sind somit abhängig von der Festlegung eines geeigneten Trennwertes, der den Anteil falsch-positiver und/oder falsch-negativer Entscheidungen möglichst gering hält. Eine „optimale“ Trenngröße ist somit abhängig von den Risiken falscher Entscheidungen.

Eine häufig eingesetzte Methode zur Festlegung eines Trennwertes oder dem Vergleich der Qualität diagnostischer Methoden ist das **ROC-Verfahren** (receiver operating characteristic). Dazu werden über den Definitionsbereich der Messgröße in diskreten Schritten möglichst viele Werte durchlaufen und die dazugehörigen Sensitivitäten und Spezifitäten berechnet. Das Ergebnis wird in einem speziellen Diagramm, der sogenannten **ROC-Kurve**, aufgezeichnet.

Verweise

Benchimol EI, Manuel DG, To T, Griffiths AM, Rabeneck L, Guttmann A (2011). Development and use of reporting guidelines for assessing the quality of validation studies of health administrative data. *J Clin Epidemiol.* 2011. 64 (8). 821-829 [15073]

Hüsler J, Zimmermann H (Hrsg.) [2006]. Statistische Prinzipien für medizinische Projekte. Vierte vollständig überarbeitete und erweiterte Auflage. Verlag Hans Huber.

Iezzoni LI (Editor) [2003]. Risk Adjustment for Measuring Health Care Outcomes. Third Edition. Health Administration Press.

Sachs L, Hedderich J (Hrsg.) [2009]. Angewandte Statistik. Methodensammlung mit R. Dreizehnte aktualisierte und erweiterte Auflage. Springer Verlag.