

ORIGINALARBEIT

Versorgung von Frühgeborenen mit einem Geburtsgewicht unter 1 250 g

Risikoadjustierte Qualitätsvergleiche zur Validierung eines fallzahlbasierten Steuerungsmodells

Marcus Kutschmann, Sven Bungard, Joachim Kötting, Andrea Trümner, Christoph Fusch, Christof Veit

ZUSAMMENFASSUNG

Hintergrund: Zur Sicherstellung einer hohen Versorgungsqualität bei Frühgeborenen unter 1 250 g wird eine Mindestmengenregelung von 30 Fällen pro Jahr kontrovers diskutiert.

Methode: Anhand der Neonataldaten von 7 405 Frühgeborenen wurde ein Risikoadjustierungsmodell entwickelt und der Einfluss des Versorgungsvolumens auf die risikoadjustierte Mortalität analysiert. Zudem wurde die Diskriminationsfähigkeit der Mindestmengenregelung für die Qualitätsbeurteilung untersucht. Die Autoren definieren die Versorgungsqualität in einzelnen Krankenhäusern als überdurchschnittlich, wenn die beobachtete Mortalität niedriger ist, als die Mortalität, die aufgrund des Risikoprofils der behandelten Frühgeborenen zu erwarten wäre.

Ergebnisse: Das adjustierte Sterberisiko ist in kleinen Krankenhäusern (jährliche Fallzahl < 30) insgesamt signifikant höher als in größeren (Odds Ratio: 1,34). Auch in Krankenhäusern mit einer Zahl an Frühgeburten oberhalb der Mindestmenge fand man eine sehr große Variabilität hinsichtlich der risikoadjustierten Mortalität (3,5 % bis 28,6 %). Von den Frühgeborenen aus sämtlichen großen Abteilungen wurden 56 % in Abteilungen mit überdurchschnittlicher Qualität behandelt. 44 % aller Krankenhäuser mit überdurchschnittlicher Versorgungsqualität lagen im Fallzahlbereich 14 bis 29.

Schlussfolgerungen: Aufgrund der hohen Variabilität der risikoadjustierten Mortalität auch in größeren Krankenhäusern ist eine Fallzahl von mindestens 30 Fällen pro Jahr ein ungeeigneter Indikator für Versorgungsqualität. Die Neonataldaten der externen Qualitätssicherung sollten für die Entwicklung eines Instruments zur qualitätsbasierten Versorgungssteuerung genutzt werden, das neben Mortalität und Morbidität auch das Kompetenzprofil der Krankenhäuser berücksichtigt.

► Zitierweise

Kutschmann M, Bungard S, Kötting J, Trümner A, Fusch C, Veit C: The care of preterm infants with birth weight below 1 250 g: risk-adjusted quality benchmarking as part of validating a caseload-based management system. *Dtsch Arztebl Int* 2012; 109(31–32): 519–26.
DOI: 10.3238/arztebl.2012.0519

In Deutschland kommen jedes Jahr mehr als 9 000 Frühgeborene mit einem Geburtsgewicht unter 1 500 g zur Welt (1). Um eine hochwertige Versorgung dieser Hochrisikopatienten sicherzustellen, beschloss der Gemeinsame Bundesausschuss (G-BA) 2009 für diesen Bereich eine Mindestmengenregelung (2), die 2010 für Kinder unter 1 250 g auf 30 Fälle pro Jahr angehoben wurde (3). Allerdings ist dieser Beschluss derzeit ausgesetzt (4). Bei der Begründung der Fallzahlmenge bezieht sich der G-BA auf ein Gutachten des Instituts für Qualität und Wirtschaftlichkeit im Gesundheitswesen (IQWiG) (5). Das Institut kommt zum Ergebnis, dass bei der Versorgung von Neugeborenen mit einem Geburtsgewicht unter 1 500 g die Sterblichkeit mit steigender Fallzahl einer Klinik sinkt, ohne dass die geringere Sterberate sicher auf das höhere Versorgungsvolumen zurückzuführen sei. Es lag nahe, die Argumentationsgrundlage und mögliche Auswirkungen der Mindestmengenregelung anhand von Neonataldaten zu prüfen, die seit Jahren bundesweit erhoben werden. Dabei wurde – wie in vergleichbaren Studien – die Mortalität stellvertretend für andere Aspekte der Versorgungsqualität als Outcome-Parameter ausgewählt. Anhand von Neonataldaten wurde auf Grundlage eines differenzierten Risikoadjustierungsmodells der Einfluss der Fallzahl auf die risikoadjustierte Mortalität analysiert und anschließend die Diskriminationsfähigkeit einer Mindestmengenregelung von 30 Fällen pro Jahr untersucht.

Methode

Analysiert wurden Daten von Frühgeborenen mit einem Geburtsgewicht unter 1 250 g der Jahre 2007 bis 2009 aus Bayern, Baden-Württemberg, Hessen, Niedersachsen und Nordrhein-Westfalen. Diese Länder umfassen circa 68 % aller Geburten in Deutschland (6).

Durch eine systematische Literaturrecherche wurden Risikofaktoren identifiziert, die einen Einfluss auf die Frühgeborenenmortalität haben und nicht versorgungsbeeinflusst sind. Anschließend wurde ein Risikoadjustierungsmodell mit der Zielgröße Mortalität entwickelt.

Bei der Berechnung der Mortalitätsraten wurden Frühgeborene, die später als 24 Stunden nach der Geburt in der Neonatologie aufgenommen worden waren, nicht berücksichtigt, da sie wahrscheinlich neonatologisch vorbehandelt wurden. Ebenfalls ausgeschlossen

BQS Institut für Qualität & Patientensicherheit, Düsseldorf: Dr. rer. medic. Kutschmann, Dr. med. Bungard, Kötting, Trümner, Dr. med. Veit

McMaster University, Hamilton (Kanada): Prof. Dr. med. Fusch

TABELLE 1

Univariate deskriptive Analyse der im Risikoadjustierungsmodell berücksichtigten Faktoren (p-Werte von Chi-Quadrat-Tests)

Risikofaktor	Risikokategorie	Anzahl Frühgeborene	Verstorbene Frühgeborene		p-Wert
			Anzahl	(%)	
Mehrlingsgeburt	ja	2 375	368	(15,5)	0,048
	nein	5 884	811	(13,8)	
Geschlecht	männlich	4 124	699	(16,9)	< 0,001
	weiblich	4 135	480	(11,6)	
Geburtsgewicht (g)	≤ 499	484	275	(56,8)	< 0,001
	500 bis 749	1 858	516	(27,8)	
	750 bis 999	2 856	277	(9,7)	
	1 000 bis 1 249	3 061	111	(3,6)	
Schwangerschaftswoche	≤ 22	123	101	(82,1)	< 0,001
	23 bis 24	1 124	481	(42,8)	
	25 bis 26	1 952	347	(17,8)	
	> 26	5 060	250	(4,9)	
Körperlänge (cm)	≤ 35	4 340	1 007	(23,2)	< 0,001
	> 35	3 915	169	(4,3)	
Fehlbildungen	schwere	110	78	(70,9)	< 0,001
	leichte	552	82	(14,9)	
	keine	7 597	1 019	(13,4)	
Größtes Basendefizit	≤ -15	442	230	(52,0)	< 0,001
	-14 bis -10	842	223	(26,5)	
	≥ -9	6 325	602	(9,5)	
Minimales FiO2	0,91 bis 1,00	184	111	(60,3)	< 0,001
	0,61 bis 0,90	100	50	(50,0)	
	0,41 bis 0,60	201	84	(41,8)	
	≤ 0,40	7 227	819	(11,3)	
Maximales FiO2	0,91 bis 1,00	1 265	588	(46,5)	< 0,001
	0,81 bis 0,90	128	28	(21,9)	
	0,41 bis 0,80	1 845	192	(10,4)	
	≤ 0,40	4 479	261	(5,8)	

wurden weiterverlegte Kinder, weil für sie keine Mortalität berechnet werden kann. Die Qualitätsbeurteilung erfolgt somit auf der Grundlage der Daten von 8 259 Frühgeborenen, die vollständig in einer Abteilung behandelt wurden. Bei 854 (10,3 %) dieser 8 259 Kinder waren die Risikofaktoren nicht komplett dokumentiert, so dass 7 405 (89,7 %) Frühgeborene im Risikoadjustierungsmodell berücksichtigt werden konnten.

Auf Grundlage des Risikoadjustierungsmodells wurde für jedes Krankenhaus die Mortalität E berechnet, die entsprechend dem Risikoprofil der behandelten Frühgeborenen zu erwarten ist, und in Relation zur beobachteten Mortalität O gesetzt. Ein Quotient O/E < 1 (beziehungsweise O/E > 1) ist als Hinweis auf eine

überdurchschnittliche (beziehungsweise unterdurchschnittliche) Versorgungsqualität zu werten.

Zur Einschätzung des Einflusses der Fallzahl wurde diese mit den Kategorien „< 30 Fälle“ und „≥ 30 Fälle“ zusätzlich im Modell berücksichtigt. In einer zweiten Variante wurde die Fallzahl als Faktor mit zwölf 5er-Kategorien bis 59 Fälle und der Kategorie „≥ 60“ verwendet. Grundlage der Einstufung waren die im Erfassungsjahr 2009 dokumentierten Fallzahlen. Außerdem wurde untersucht, ob die Mindestmengenregelung über- und unterdurchschnittliche Versorgungsqualität hinreichend diskriminieren kann.

Die ausführliche Darstellung der Methoden ist im *eMethodenteil (Internetsupplement)* zu finden.

TABELLE 2

Risikoadjustierungsmodell: Ergebnisse der multiplen logistischen Regression mit Zielgröße Mortalität

Risikofaktor	Kategorien	Reg.-Koeff.	Standardfehler	p-Wert	Odds Ratio	95%-KI
Mehrlingsgeburt	ja	0,4537	0,0934	< 0,001	1,5741	1,3108–1,8903
	nein	Referenzkategorie				
Geschlecht	männlich	0,4554	0,0866	< 0,001	1,5768	1,3305–1,8686
	weiblich	Referenzkategorie				
Geburtsgewicht	1 g	-0,0028	0,0004	< 0,001	0,9972	0,9964–0,9980
Schwangerschaftswoche	1 Woche	-0,1965	0,0271	< 0,001	0,8216	0,7791–0,8664
Körperlänge	1 cm	-0,0610	0,0227	0,007	0,9408	0,8999–0,9836
Fehlbildungen	schwere	2,9461	0,3149	< 0,001	19,0318	10,2663–35,2816
	keine / leichte	Referenzkategorie				
Größtes Basendefizit	≤ -15	1,2948	0,1378	< 0,001	3,6504	2,7866–4,7819
	-14 bis -10	0,5591	0,1119	< 0,001	1,7491	1,4046–2,1781
	≥ -9	Referenzkategorie				
Minimales FiO2	je 10 % Sauerstoffanteil	0,2309	0,0238	< 0,001	1,2597	1,2023–1,3199
Maximales FiO2	je 10 % Sauerstoffanteil	0,2139	0,0152	< 0,001	1,2385	1,2021–1,2760
Konstante		5,0562				

Reg.-Koeff. = Regressionskoeffizient; 95%-KI = 95%-Konfidenzintervall

Ergebnisse

Von den 8 259 Frühgeborenen der Jahre 2007 bis 2009 starben 1 179 Kinder (14,3 %). Im Jahr 2009 erfüllten 39 Krankenhäuser die Mindestfallzahl von 30. In diesen Häusern starben 14,1 % der Frühgeborenen (613 von 4 341). In den 127 Abteilungen mit weniger als 30 Fällen betrug die Mortalität 14,4 % (566 von 3 918).

Der Anteil an zu- oder weiterverlegten Frühgeborenen ist bei großen Krankenhäusern mit 18,2 % etwas höher als bei Häusern mit kleinerer Fallzahl (16,5 %). Die erwartete Mortalität beträgt für diese ausgeschlossenen Fälle (insgesamt 1 738 Kinder) bei den großen Einrichtungen 14,5 %, bei den übrigen 16,7 %.

Risikoadjustierungsmodell

Als Ergebnis der Literaturrecherche wurden die Parameter Mehrlingsgeburt, Geschlecht, Geburtsgewicht, Schwangerschaftswoche, Kopfumfang bei Aufnahme, Körperlänge bei Aufnahme, Fehlbildungen, Basendefizit sowie minimale und maximale FiO2-Gabe als potenziell relevante Risikofaktoren identifiziert. Im multiplen logistischen Regressionsmodell wurde der Parameter „Kopfumfang“ aus dem Modell ausgeschlossen, da er auf einem Niveau von 0,05 nicht signifikant war. *Tabelle 1* zeigt die Ergebnisse einer univariaten deskriptiven Analyse der im Risikoadjustierungsmodell berücksichtigten Faktoren.

Zu 89,7 % der Frühgeborenen (7 405 von 8 259) lagen vollständige Angaben zu den Risikofaktoren vor. Die unvollständigen Datensätze verteilen sich gleichmäßig auf die großen und kleinen Kliniken (10,3 % und 10,4 %). Die Mortalität ist bei diesen

Fällen mit 18,9 % höher als bei den Kindern mit vollständigen Datensätzen (13,7 %). Sie beträgt 23,9 % in den 39 großen und 13,3 % in den 127 kleinen Abteilungen.

Die Ergebnisse des multiplen logistischen Risikoadjustierungsmodells sind *Tabelle 2* zu entnehmen. Die berücksichtigten Risikofaktoren zeigen einen hochsignifikanten Einfluss auf die Mortalität. Nagelkerkes R² beträgt 0,46. Der Hosmer-Lemeshow-Test deutet mit einem p-Wert von 0,65 auf eine gute Modellanpassung hin.

Einfluss des Versorgungsvolumens

Bei Berücksichtigung der Fallzahl in dichotomer Form (Frühgeborene aus Häusern mit < 30 Fällen im Jahr 2009 versus Frühgeborene aus Häusern mit ≥ 30 Fällen) ist das adjustierte Sterberisiko für Kinder aus kleinen Abteilungen insgesamt höher als für Kinder aus großen Abteilungen (Odds Ratio: 1,34; p = 0,001). Betrachtet man die Fallzahl in 5er-Kategorien (*Tabelle 3*), so zeigt sich im Vergleich zur Referenzkategorie eine signifikant erhöhte risikoadjustierte Mortalität bei den Fallzahlklassen „5–9“, „15–19“, „20–24“ und „35–39“. Dagegen ist für die vier Kategorien „30–34“, „40–44“, „50–54“ und „55–59“ das adjustierte Mortalitätsrisiko geringer als in der Referenzkategorie, allerdings nicht signifikant. Ein monotoner Anstieg des Einflusses der Fallzahl über alle Fallzahlkategorien hinweg ist nicht zu beobachten. Durch die Berücksichtigung der Fallzahl im Risikoadjustierungsmodell verändern sich die Ergebnisse der anderen Risikofaktoren erwartungsgemäß nur unwesentlich.

TABELLE 3

Risikoadjustierungsmodell mit Fallzahl als kategorial skaliertem Einflussfaktor

Risikofaktor	Kategorien/Einheit	Reg.-Koeff.	Standardfehler	p-Wert	Odds Ratio	95%-KI
Mehrlingsgeburt	ja	0,4832	0,0943	< 0,001	1,6212	1,3475–1,9505
	nein	Referenzkategorie				
Geschlecht	männlich	0,4605	0,0872	< 0,001	1,5849	1,3359–1,8805
	weiblich	Referenzkategorie				
Geburtsgewicht	1 g	-0,0028	0,0004	< 0,001	0,9972	0,9964–0,9980
Schwangerschaftswoche	1 Woche	-0,2015	0,0273	< 0,001	0,8175	0,7750–0,8624
Körperlänge	1 cm	-0,0669	0,0228	0,003	0,9353	0,8945–0,9780
Fehlbildungen	schwere	2,9457	0,3154	< 0,001	19,0242	10,2525–35,3007
	keine / leichte	Referenzkategorie				
Größtes Basendefizit	≤ -15	1,3008	0,1388	< 0,001	3,6721	2,7977–4,8196
	-14 bis -10	0,5630	0,1134	< 0,001	1,7559	1,4060–2,1928
	≥ -9	Referenzkategorie				
Minimales FiO2	je 10 % Sauerstoffanteil	0,2266	0,0240	< 0,001	1,2543	1,1967–1,3147
Maximales FiO2	je 10 % Sauerstoffanteil	0,2134	0,0155	< 0,001	1,2379	1,2008–1,2761
Fallzahl*	0–4	0,1981	0,2393	0,408	1,2191	0,7627–1,9487
	5–9	0,4853	0,2335	0,038	1,6246	1,0279–2,5677
	10–14	0,1835	0,2080	0,378	1,2014	0,7991–1,8060
	15–19	0,3361	0,1592	0,035	1,3995	1,0244–1,9120
	20–24	0,7105	0,1838	< 0,001	2,0349	1,4194–2,9173
	25–29	0,1162	0,1631	0,476	1,1233	0,8159–1,5464
	30–34	-0,1412	0,2387	0,554	0,8683	0,5438–1,3864
	35–39	0,3835	0,1604	0,017	1,4674	1,0715–2,0097
	40–44	-0,0204	0,1827	0,911	0,9798	0,6849–1,4019
	45–49	0,0157	0,3216	0,961	1,0158	0,5408–1,9079
	50–54	-0,3407	0,2357	0,148	0,7113	0,4482–1,1288
	55–59	-0,2713	0,2307	0,240	0,7624	0,4851–1,1982
	≥ 60	Referenzkategorie				
Konstante		5,2278				

* signifikante Werte sind fett dargestellt; Reg.-Koeff. = Regressionskoeffizient; 95%-KI = 95%-Konfidenzintervall

Tabelle 4 zeigt die Werte für O/E sowie die risikoadjustierte Mortalität mit der jeweiligen Spannweite pro Kategorie. Die risikoadjustierte Mortalität errechnet sich als Produkt aus O/E und der Gesamtmortalität (n = 7 405; 13,7 %). Sie variiert innerhalb einzelner Fallzahlkategorien erheblich (Grafiken 1 und 2). Bei Abteilungen mit mehr als 60 Fällen beispielsweise liegt sie zwischen 5,9 % und 17,9 %.

Aus Tabelle 4 geht auch die Verteilung der Frühgeborenen und Krankenhäuser auf die 13 Fallzahlkategorien hervor. Nur knapp ein Viertel der Häuser (n = 39; 24 %) erreichte 2009 die Mindestfallzahl von 30. In Krankenhäusern mit kleiner Fallzahl wurden 46,8 % (n = 4 671) der Frühgeborenen versorgt, in großen Abteilungen waren es 53,2 % (n = 5 306).

Diskriminationsfähigkeit der Mindestmengenregelung

Zur Einschätzung der Diskriminationsfähigkeit der Mindestmengenregelung wurden die 91 Krankenhäuser einbezogen, in denen entsprechend der im Jahr 2009 gültigen Mindestmenge mindestens 14 Frühgeborene versorgt worden waren (Tabelle 5). Bei 52 Krankenhäusern wird durch die Mindestmengenregelung eine unzureichende Versorgungsqualität angenommen, da sie weniger als 30 Fälle versorgten. 17 dieser Häuser gehören aber gleichzeitig zu den 39 Häusern mit überdurchschnittlicher Qualität (O/E < 1). Dies entspricht auf Krankensebene einer Falsch-Negativ-Rate von 44 %. Andererseits wurden nur 2 975 der 5 306 in Krankenhäusern mit vermeintlich guter Qualität versorgten Frühgeborenen (Fallzahl ≥ 30) auch tatsächlich

TABELLE 4

Risikoadjustierte Mortalität von Kindern mit einem Geburtsgewicht < 1 250 g je Fallzahlkategorie*

Fallzahlkategorie	Krankenhäuser		Frühgeborene		Risikoadjustierte Mortalität	Spannweite (adjustierte Mortalität)	O/E	Spannweite (O/E)
	Anzahl	(%)	Anzahl	(%)				
≥ 60	8	(5)	1 582	(15,9)	12,5 %	5,9–17,9 %	0,91	0,43–1,30
55–59	3	(2)	562	(5,6)	10,7 %	7,1–18,9 %	0,78	0,52–1,37
50–54	3	(2)	501	(5,0)	10,4 %	6,1–19,2 %	0,76	0,45–1,39
45–49	2	(1)	228	(2,3)	12,6 %	11,4–13,5 %	0,92	0,83–0,98
40–44	7	(4)	904	(9,1)	12,5 %	3,5–27,0 %	0,91	0,25–1,97
35–39	10	(6)	1 037	(10,4)	15,4 %	8,2–28,6 %	1,12	0,60–2,08
30–34	6	(4)	492	(4,9)	11,6 %	5,2–24,7 %	0,84	0,38–1,80
25–29	13	(8)	1 125	(11,3)	13,4 %	6,2–23,7 %	0,98	0,45–1,72
20–24	11	(7)	667	(6,7)	18,5 %	11,7–31,6 %	1,34	0,85–2,30
15–19	23	(14)	1 210	(12,1)	15,0 %	8,2–31,4 %	1,09	0,59–2,29
10–14	17	(10)	669	(6,7)	13,8 %	0,0–36,1 %	1,01	0,00–2,63
5–9	22	(13)	548	(5,5)	16,1 %	0,0–67,2 %	1,17	0,00–4,89
0–4	38	(23)	452	(4,5)	14,0 %	0,0–183,9 %	1,02	0,00–13,38
gesamt	163	(100)	9 977	(100,0)	13,7 %	0,0–183,9 %	1,00	0,00–13,38

* In 10 Krankenhäusern mit insgesamt 20 versorgten Frühgeborenen war die Berechnung von O/E nicht möglich, da entweder ausschließlich verlegte Kinder oder Kinder mit unvollständiger Dokumentation behandelt wurden (O = beobachtete Mortalität; E = erwartete Mortalität).

in Häusern mit überdurchschnittlicher Qualität behandelt. Damit beträgt der positive prädiktive Wert der Mindestmengenregelung auf Frühgeborenebene 56 %.

Diskussion

Eine Mindestmengenregelung soll die Qualität der Versorgung sehr kleiner Frühgeborener durch eine Konzentration der Versorgung auf Einrichtungen mit höherer Fallzahl wesentlich verbessern. Auf der Basis von Neonataldaten wurde daher das Wirkungspotenzial einer Mindestmengenregelung ≥ 30 Fälle pro Jahr geprüft.

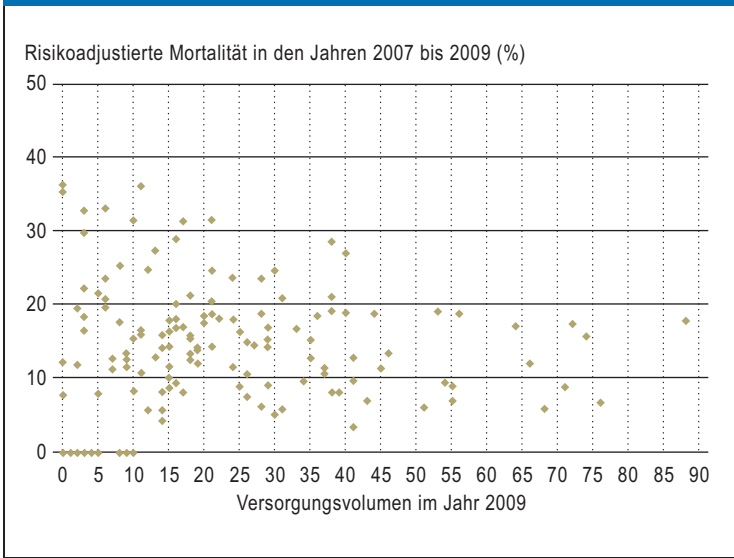
Die Analyse beschränkt sich auf die risikoadjustierte Mortalität als einem zentralen Indikator für Versorgungsqualität, da sie ein zuverlässig zu erfassender Outcome-Parameter ist. Eine gleichzeitige Betrachtung der Komplikationsmorbidity hätte den Rahmen dieser Arbeit gesprengt. Allerdings sollte sie bei künftigen Entwicklungen von Qualitätsbewertungen berücksichtigt werden.

Aufgrund einer fehlenden Validierung der Dokumentation wird oft unterstellt, dass die Neonataldaten unvollständig sind. Die höhere Mortalitätsrate in den amtlichen Statistiken wird hierfür als Beleg gesehen. Aus den Analysen von Hummler et al. (7) geht hervor, dass circa ein Drittel der verstorbenen Kinder in den Neonatalerhebungen fehlen. Dafür dürfte ausschlaggebend sein, dass vor 2010 nur für solche Kinder eine Dokumentation vorgesehen war, die bis zum 10. Lebenstag fachpädiatrisch aufgenommen wurden. Kin-

der, die vor Therapiebeginn oder unter palliativer Behandlung starben, wurden nicht erfasst. Dass diese Kinder zu einem Großteil die Dokumentationslücke bilden, lässt sich aus verschiedenen Kalkulationen ableiten. Die Perinatalerhebung 2008 (8) zeigt, dass die Hälfte der postpartalen Todesfälle bereits innerhalb von sechs Stunden auftreten (56 %, 539 von 954 Fällen). Eine schwedische Arbeitsgruppe bezifferte den Anteil der Kinder, bei denen die Therapie eingestellt wird, auf 40 % aller am ersten Tag Verstorbenen (9). Ab 2010 wird diese Lücke in der Erfassung der perinatalen Mortalität mit der neuen Version der Neonatalerhebung geschlossen. Für einen Vergleich der Qualität neonataler Versorgungseinrichtungen spielt die Gruppe der palliativ behandelten Kinder jedoch keine Rolle. Krankenhäuser, die die Daten palliativ behandelte Kinder dokumentieren, haben gegenüber den Einrichtungen, die es nicht tun, durch eine entsprechende Berücksichtigung der Fälle in der risikoadjustierten erwarteten Mortalität keinen Nachteil. Daher bilden die vorliegenden Neonataldaten für die gesetzte Fragestellung eine ausreichend valide Datengrundlage.

Neben der unklaren Datenlage, insbesondere hinsichtlich der palliativ versorgten Kinder, besteht eine weitere Limitation der Studie darin, dass nur Daten aus den fünf genannten Bundesländern zur Verfügung standen. Zudem wurden die im Risikoadjustierungsmodell verwendeten Faktoren bei 11,3 % der Frühgeborenen, die in der Datenbank erfasst waren, unvollständig dokumentiert, so dass sie bei der risikoadjust-

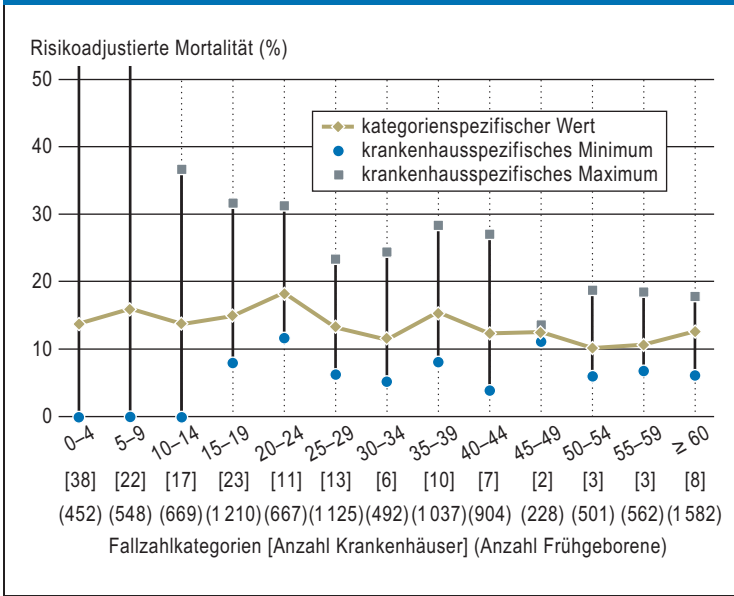
GRAFIK 1



Risikoadjustierte Mortalität von Frühgeborenen mit einem Geburtsgewicht < 1 250 g in den Jahren 2007 bis 2009 in Abhängigkeit vom Versorgungsvolumen im Jahr 2009.

Werte von 0 für das Versorgungsvolumen im Jahr 2009 mit dazugehörigen Werten größer 0 % für die risikoadjustierte Mortalität sind auf Krankenhäuser zurückzuführen, die 2007 und 2008 noch Frühgeborene behandelt haben, 2009 aber nicht mehr an der Versorgung beteiligt waren. Drei Krankenhäuser mit Werten von 62 % und 67 % (jeweils 5 Fälle 2009) sowie 184 % (kein Fall 2009) für die risikoadjustierte Mortalität sind nicht abgebildet.

GRAFIK 2



Risikoadjustierte Mortalität 2007 bis 2009 in den einzelnen Fallzahlkategorien im Jahr 2009 mit Spannweiten der Krankenhausegebnisse.

Auf der x-Achse sind die Fallzahlkategorien sowie die entsprechenden Anzahlen der in diesen Kategorien zusammengefassten Krankenhäuser und Frühgeborenen < 1 250 g dargestellt. Für die Fallzahlkategorie „0–4“ und „5–9“ sind die Maximalwerte der risikoadjustierten Mortalität (67 % und 184 %) nicht abgebildet.

TABELLE 5

Diskriminationsfähigkeit der Mindestmengenregelung auf Krankenhausebene (KH) und auf Frühgeborenebene (FG) für Krankenhäuser mit mindestens 14 Fällen

Versorgungsqualität	überdurchschnittlich (O/E < 1)		unterdurchschnittlich (O/E > 1)		gesamt	
	KH	FG	KH	FG	KH	FG
Fallzahl ≥ 30	22	2 975	17	2 331	39	5 306
	richtigpositiv		falschpositiv			
Fallzahl < 30	17	1 072	35	2 173	52	3 245
	falschnegativ		richtignegativ			
gesamt	39	4 047	52	4 504	91	8 551

O = beobachtete Mortalität; E = erwartete Mortalität

tierten Analyse nicht berücksichtigt werden konnten. Dennoch ist die Größe der analysierten Stichprobe ausreichend, um aussagekräftige Ergebnisse zu erhalten. Des Weiteren wird durch den Ausschluss von weiterverlegten Kindern aus der Grundgesamtheit möglicherweise die Fähigkeit besonders qualifizierter Abteilungen, aus anderen Krankenhäusern übernommene Risikokinder zu behandeln, nicht berücksichtigt. Allerdings sollten sich Qualitätsunterschiede genauso im Vergleich der Kinder zeigen, die ausschließlich in der jeweiligen Abteilung behandelt wurden.

Die im Risikoadjustierungsmodell verwendeten Parameter der Neonatalerhebung bilden primär das mortalitätsbezogene Risikoprofil der Frühgeborenen ab, sind weitgehend unabhängig von der Versorgungsqualität und entsprechen den in der Literatur beschriebenen Faktoren (10–14). Der Hosmer-Lemeshow-Test zeigt mit einem p-Wert von 0,65 eine gute Modellanpassung an. Die minimale und maximale FiO₂-Gabe sind zwar Teil der medizinischen Versorgung, werden aber, ebenso wie das Basendefizit, bei Aufnahme dokumentiert, so dass sie von der Versorgung kaum beeinflusst sind und daher in hohem Maße den Gesundheitszustand der Frühgeborenen abbilden.

Wird im Risikoadjustierungsmodell die Fallzahl nur in der dichotomen Form verwendet, zeigt sich, dass die risikoadjustierte Mortalität in der Gruppe der Abteilungen mit jährlichen Fallzahlen von mindestens 30 signifikant niedriger ist als in der Gruppe kleinerer Abteilungen. Bereits Bartels et al. (15) ermittelten eine signifikant höhere adjustierte Mortalität bei Kindern, die mit einem Gewicht von unter 1 500 g in kleinen Krankenhäusern (jährliche Fallzahl < 36) geboren wurden. Trotter und Pohlandt (16) beschrieben eine signifikante Abhängigkeit zwischen der Fallzahl und der Mortalität bei Kindern, die mit einem Gewicht unter 750 g oder vor der 26. Gestationswoche geboren wurden. Phibbs et al. (17) sowie Chung et al. (18) zeigten eine zumeist signifikant niedrigere risikoadjustierte Mortalität bei Frühgeborenen aus kalifornischen Krankenhäusern der höchsten Versorgungsstufen und jährlichen Fallzahlen > 100 im Vergleich zu Kindern aus Krankenhäusern der Stufen 1 bis 3c kombiniert mit verschiedenen Kategorien für Fallzahlen ≤ 100. Ein monotoner Anstieg des Einflusses der Fallzahl über alle Fallzahlkategorien hinweg ist jedoch nicht feststellbar.

Ein uneinheitliches Bild über die Fallzahlkategorien ergibt sich auch in der vorliegenden Studie, wenn man die Fallzahl in 5er-Kategorien betrachtet. Demnach sind auch in kleineren Fallzahlkategorien die Ergebnisse hinsichtlich der risikoadjustierten Mortalität zum Teil ebenso gut oder sogar noch besser als in der Gruppe der größten Kliniken. Der eingeschränkte Zusammenhang zwischen Fallzahl und Mortalität zeigt sich besonders auch in den Kategorien ab 50 Fällen pro Jahr, in denen die Spannweite der risikoadjustierten Mortalität zwischen 6 % und 19 % variiert (Grafik 2). Diese hohe Variabilität selbst bei fallzahlstarken Institutionen wird auch von anderen Autoren beschrie-

ben (11, 19, 20) und bedingt, dass das Mindestmen- genmodell sowohl auf Krankenhaus- als auch Fallebene nur eingeschränkt zwischen niedriger und hoher risikoadjustierter Mortalität unterscheiden kann. So zeigt die vorliegende Analyse eine Falsch-Negativ-Rate von 44 % bei der Einschätzung der Versorgungsqualität einzelner Krankenhäuser aufgrund ihrer Fallzahl. Zudem werden in der Gruppe der Frühgeborenen aus Abteilungen mit einer Fallzahl ≥ 30 nur 56 % mit überdurchschnittlicher Qualität behandelt.

Die Variabilität der Ergebnisse selbst bei Kliniken mit sehr großer Fallzahl weist darauf hin, dass die Fallzahl nur ein Surrogatparameter für andere, die Versorgungsqualität direkt beeinflussende Faktoren ist, wie zum Beispiel die Personalstruktur, die Ausstattung, die Organisation, das Prozess- und interne Qualitätsmanagement sowie die Qualitätskultur (21). In künftigen Studien gilt es zu untersuchen, welche Rolle diese Faktoren tatsächlich spielen und wie sie im Sinne einer hochwertigen Qualität der Versorgung optimiert werden können. Es bietet sich an, anhand der Neonataldaten des Verfahrens nach § 137a SGB V Instrumente zur qualitätsbasierten Steuerung der Versorgung zu entwickeln, die neben der Mortalität auch Morbiditätsparameter berücksichtigen.

Eine gute Risikoadjustierung ermöglicht einen direkten qualitativen Vergleich von Abteilungen mit unterschiedlichen Patientenkollektiven und unterschiedlichen Kompetenzen. Aus Sicht der Versorgungsplanung kann jedoch – trotz gleich hoher Versorgungsqualität – die erfolgreiche Behandlung von risikoarmen Patienten nicht mit der entsprechend erfolgreichen Behandlung von Hochrisikopatienten gleich gesetzt werden. Für die versorgungspolitische Steuerung bedarf es daher eines Instruments, das beide Dimensionen integriert: Kompetenzprofil und erreichte Versorgungsqualität.

KERNAUSSAGEN

- Die risikoadjustierte Mortalität ist bei Frühgeborenen mit einem Geburtsgewicht unter 1 250 g, die in Abteilungen mit mindestens 30 Fällen pro Jahr versorgt werden, insgesamt signifikant geringer als bei Frühgeborenen aus kleineren Abteilungen.
- Allerdings unterscheiden sich selbst Krankenhäuser mit hohen jährlichen Fallzahlen hinsichtlich der risikoadjustierten Mortalität der Frühgeborenen in erheblichem Maß.
- Die Fallzahl ist daher kein ausreichender Indikator für Versorgungsqualität.
- Die seit Januar 2010 im Rahmen der verpflichtenden externen Qualitätssicherung nach § 137a SGB V erhobenen Neonataldaten weisen bestimmte Unsicherheiten in Bezug auf die Datenvollständigkeit nicht mehr auf. Daher können und sollten sie zur Entwicklung eines qualitätsbasierten Steuerungsinstruments genutzt werden.
- Ein derartiges Steuerungsinstrument sollte neben der Mortalität auch Morbiditätsparameter und das Kompetenzprofil der Krankenhäuser berücksichtigen.

Interessenkonflikt

Das BQS Institut für Qualität & Patientensicherheit erhielt für diese Analyse finanzielle Unterstützung von der Deutschen Krankenhausgesellschaft (DKG e.V.). Dr. Kutschmann, Dr. Bungard, Herr Kötting, Frau Trümner und Dr. Veit sind Angestellte des BQS Instituts für Qualität & Patientensicherheit. Die Autoren erklären, dass darüber hinaus kein weiterer Interessenkonflikt besteht.

Prof. Fusch wurde für Vorträge honoriert von der Firma Abbott.

Manuskriptdaten

eingereicht: 13. 9. 2011, revidierte Fassung angenommen: 27. 4. 2012

LITERATUR

1. AQUA-Institut für angewandte Qualitätsförderung und Forschung im Gesundheitswesen GmbH. Qualitätsreport 2010: Geburtshilfe. www.sqg.de/sqg/upload/CONTENT/Qualitaetsberichte/2010/AQUA-Qualitaetsreport-2010.pdf.
2. Gemeinsamer Bundesausschuss (G-BA): Bekanntmachung eines Beschlusses des Gemeinsamen Bundesausschusses zur Versorgung von Früh- und Neugeborenen. 20. August 2009 (BAnz. Nr. 195 (p. 4450) 24. Dezember 2009. Köln: Bundesanzeiger 2009.
3. Gemeinsamer Bundesausschuss (G-BA). Bekanntmachung eines Beschlusses des Gemeinsamen Bundesausschusses über eine Änderung der Anlage 1 der Mindestmengenvereinbarung: Mindestmengen bei Früh- und Neugeborenen. 17 Juni 2010. BAnz. Nr. 123 (p. 2840) 18. August 2010. Köln: Bundesanzeiger 2010.
4. Gemeinsamer Bundesausschuss (G-BA). Bekanntmachung eines Beschlusses des Gemeinsamen Bundesausschusses über eine befristete Außervollzugsetzung einer Änderung der Mindestmengenvereinbarung: Mindestmengen für Früh- und Neugeborene Perinatalzentren Level 1. 16. Dezember 2010. BAnz. Nr. 200 (p. 4480) 31. Dezember 2010. Köln: Bundesanzeiger 2010.
5. Institut für Qualität und Wirtschaftlichkeit im Gesundheitswesen (IQWiG): Zusammenhang zwischen Leistungsmenge und Ergebnis bei der Versorgung von Früh- und Neugeborenen mit sehr geringem Geburtsgewicht. Köln: Institut für Qualität und Wirtschaftlichkeit im Gesundheitswesen (IQWiG) 2008.
6. Statistisches Bundesamt Deutschland: GENESIS-Online Datenbank. www.genesis.destatis.de/genesis/online;jsessionid=02F336D5DD5CC255F2F2FF1023F5BD8A.tomcat_GO_1_1?sequenz=statistik&selectionname=12612. Wiesbaden 2011.
7. Hummler HD, Poets C: Mortalität sehr unreifer Frühgeborener – Erhebliche Diskrepanz zwischen Neonatalerhebung und amtlicher Geburten-/Sterbestatistik. *Z Geburtshilfe Neonatol* 2011; 215: 10–7.
8. Bundesgeschäftsstelle Qualitätssicherung GmbH: BQS-Bundesauswertung 2008 Geburtshilfe. www.bqs-outcome.de/2008/ergebnisse/leistungsbereiche/geburtshilfe/buaw/bu_Gesamt_16n1-GEBH_2008.pdf. Düsseldorf: 2009.
9. Fellman V, Hellstrom-Westas L, Norman M, et al.: One-year survival of extremely preterm infants after active perinatal care in Sweden. *JAMA* 2009; 301: 2225–33.
10. Costeloe K, Hennessy E, Gibson AT, Marlow N, Wilkinson AR: The EPICure study: outcomes to discharge from hospital for infants born at the threshold of viability. *Pediatrics* 2000; 106: 659–71.
11. Horbar JD, Badger GJ, Lewit EM, Rogowski J, Shiono PH: Hospital and patient characteristics associated with variation in 28-day mortality rates for very low birth weight infants. Vermont Oxford Network. *Pediatrics* 1997; 99: 149–56.

12. Maier RF, Rey M, Metzke BC, Obladen M: Comparison of mortality risk: a score for very low birthweight infants. *Arch Dis Child Fetal Neonatal Ed* 1997; 76: F146–F151.
13. Moro M, Figueras-Aloy J, Fernandez C, et al.: Mortality for newborns of birthweight less than 1500 g in Spanish neonatal units (2002–2005). *Am J Perinatol* 2007; 24: 593–601.
14. The International Neonatal Network (INN): The CRIB (clinical risk index for babies) score: a tool for assessing initial neonatal risk and comparing performance of neonatal intensive care units. *Lancet* 1993; 342: 193–8.
15. Bartels DB, Wypij D, Wenzlaff P, Dammann O, Poets CF: Hospital volume and neonatal mortality among very low birth weight infants. *Pediatrics* 2006; 117: 2206–14.
16. Trotter A, Pohlandt F: Aktuelle Ergebnisqualität der Versorgung von Frühgeborenen < 1 500 g Geburtsgewicht als Grundlage für eine Regionalisierung der Risikogeburten. *Z Geburtshilfe Neonatol* 2010; 214: 55–61.
17. Phibbs CS, Baker LC, Caughey AB, Danielsen B, Schmitt SK, Phibbs RH: Level and volume of neonatal intensive care and mortality in very-low-birth-weight infants. *N Engl J Med* 2007; 356: 2165–75.
18. Chung JH, Phibbs CS, Boscardin WJ, Kominski GF, Ortega AN, Needleman J: The effect of neonatal intensive care level and hospital volume on mortality of very low birth weight infants. *Med Care* 2010; 48: 635–44.
19. Heller G: Ermittlung der klinikspezifischen Ergebnisqualität der Behandlung von Früh- und Neugeborenen mit sehr niedrigem Geburtsgewicht (VLBW) auf der Basis von Routinedaten. In: Klauber J, Geraedts M, Friedrich J, Wasem J (eds.): Krankenhaus-Report 2011 – Schwerpunkt: Qualität durch Wettbewerb. Stuttgart: Schattauer 2010; 39–47.
20. Rogowski JA, Horbar JD, Staiger DO, Kenny M, Carpenter J, Geppert J: Indirect vs direct hospital quality indicators for very low-birth-weight infants. *JAMA* 2004; 291: 202–9.
21. Curry LA, Spatz E, Cherlin E, et al.: What distinguishes top-performing hospitals in acute myocardial infarction mortality rates? *Ann Intern Med* 2011; 154: 384–90.

Anschrift für die Verfasser

Dr. rer. medic. Marcus Kutschmann
 BQS Institut für Qualität & Patientensicherheit
 Kanzlerstraße 4
 40472 Düsseldorf
 m.kutschmann@bqs-institut.de

Zitierweise

Kutschmann M, Bungard S, Kötting J, Trümner A, Fusch C, Veit C: The care of preterm infants with birth weight below 1250 g: risk-adjusted quality benchmarking as part of validating a caseload-based management system. *Dtsch Arztebl Int* 2012; 109(31–32): 519–26. DOI: 10.3238/arztebl.2012.0519



eMethodenteil:
www.aerzteblatt.de/12m519

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

Versorgung von Frühgeborenen mit einem Geburtsgewicht unter 1 250 g

Risikoadjustierte Qualitätsvergleiche zur Validierung eines fallzahlbasierten Steuerungsmodells

Marcus Kutschmann, Sven Bungard, Joachim Kötting, Andrea Trümner, Christoph Fusch, Christof Veit

Ausführliche Darstellung der Methoden

Datenmaterial

Mit Einverständnis der Lenkungsgruppen der Landesarbeitsgemeinschaften für Qualitätssicherung wurden anonymisierte Neonataldaten der Erfassungsjahre 2007 bis 2009 aus Bayern, Baden-Württemberg, Hessen, Niedersachsen und Nordrhein-Westfalen ausgewertet, die durch die Ärztekammer Westfalen-Lippe zusammengeführt worden waren. Diese Länder umfassen circa 68 % aller Geburten in Deutschland (5). Die Datenbank enthält Angaben zu 9 997 Frühgeborenen mit einem Geburtsgewicht unter 1 250 g aus 173 Einrichtungen.

In die Analyse wurden Frühgeborene eingeschlossen, bei denen als Entlassungsgrund „Entlassung nach Hause“ oder „Tod“ dokumentiert war. Kinder mit Entlassungsgrund „Zurückverlegung in die geburtshilfliche Abteilung“ oder „Verlegung in andere Klinik/Abteilung“ wurden nicht berücksichtigt, da für sie die Zielgröße „Mortalität“ nicht berechnet werden kann. Ausgeschlossen wurden auch Frühgeborene, die später als 24 Stunden nach der Geburt in der Neonatologie aufgenommen wurden. Diese Kinder wurden sehr wahrscheinlich neonatologisch vorbehandelt, so dass das Behandlungsergebnis nicht eindeutig einer Abteilung zugeordnet werden kann. Damit wurden insgesamt 1 738 Fälle ausgeschlossen, so dass die Analyse auf Daten zu 8 259 Frühgeborenen basiert. Es wurde analysiert, ob der Ausschluss der 1 738 verlegten Kinder hinsichtlich der Fragestellung der Untersuchung zu einem Bias führt. So wurde untersucht, ob die ausgeschlossenen Fälle auf Krankenhäuser mit kleiner und solche mit großer Fallzahl gleich verteilt sind.

Risikoadjustierungsmodell

Zur Entwicklung eines fachlich-methodisch belastbaren Risikoadjustierungsmodells wurde zunächst eine systematische Literaturrecherche durchgeführt. Es wurden Risikofaktoren identifiziert, die aus inhaltlich-medizinischer Sicht die Zielgröße Mortalität beeinflussen. Dabei waren nur solche von Interesse, die nicht überwiegend versorgungsbeeinflusst sind, sondern hauptsächlich das Risikoprofil der Frühgeborenen abbilden. Gesucht wurde nach definierten Schlagwörtern und

freien Suchbegriffen (wie zum Beispiel, „very low birth weight“ oder „mortality“) in PubMed und der Cochrane Library. Das Risikoadjustierungsmodell wurde anschließend im Rahmen einer multiplen logistischen Regression mit der Zielgröße Mortalität entwickelt. Die Variablenselektion (auf einem Signifikanzniveau von 5 %) erfolgte über die SPSS-Prozeduren „Forward Selection“ und „Backward Selection“ sowie manuell. Als Maß zur Einschätzung der Güte des Modells wurde der p-Wert des Hosmer-Lemeshow-Tests verwendet. Sämtliche Analysen wurden mit PASW-Statistics, Version 18 durchgeführt.

Ausgehend vom logistischen Regressionsmodell lässt sich unter Berücksichtigung der individuellen Risikostruktur für jedes Kind die Sterbewahrscheinlichkeit ermitteln. Berechnet man für jedes Krankenhaus den Mittelwert dieser Wahrscheinlichkeiten, ergibt sich die Mortalitätsrate, die entsprechend der Risikostruktur der im jeweiligen Krankenhaus behandelten Frühgeborenen zu erwarten wäre. Setzt man diese erwartete Mortalität („E“ für „expected“) in Relation zur tatsächlich beobachteten Mortalität („O“ für „observed“), ergibt sich mit dem Quotienten O/E ein Maß für die risikoadjustierte Mortalität. Ist $O/E < 1$, und damit die beobachtete Mortalität niedriger als aufgrund des Risikoprofils der Frühgeborenen eigentlich zu erwarten wäre, kann dies als Hinweis auf eine überdurchschnittlich hohe Versorgungsqualität gewertet werden. Ist die beobachtete Mortalität dagegen größer als die erwartete ($O/E > 1$), deutet dies auf eine unterdurchschnittliche Versorgungsqualität hin. Dabei lässt sich O/E nicht nur für einzelne Krankenhäuser berechnen, sondern auch für Gruppen von Krankenhäusern, die anhand bestimmter Kriterien – wie zum Beispiel der Fallzahl – gebildet wurden.

Zur Berechnung von O/E können nur Datensätze verwendet werden, bei denen alle Risikofaktoren vollständig dokumentiert wurden. Dies ist bei 7 405 (89,7 %) der 8 259 Frühgeborenen der Grundgesamtheit der Fall. Um zu überprüfen, ob hierdurch ein Bias entsteht, wurde die Mortalität bei den Kindern, deren Daten wegen unvollständiger Dokumentation nicht berücksichtigt worden waren ($n = 854$, 10,3 %), mit der Mortalität der Kinder, für die vollständig dokumentierte Daten vorlagen, verglichen.

Einfluss des Versorgungsvolumens

Nach der Entwicklung des Risikoadjustierungsmodells wurde zusätzlich die Variable „Fallzahl“ im Modell berücksichtigt. Auf diese Weise lässt sich einschätzen, welchen Einfluss das Versorgungsvolumen auf die risikoadjustierte Mortalität der Frühgeborenen hat. Zur Einstufung der Krankenhäuser nach Fallzahlgröße wurden die im Jahr 2009 dokumentierten Fallzahlen verwendet.

Die Variable „Fallzahl“ wird in zwei Varianten berücksichtigt. Zum einen – entsprechend der Mindestmengenregelung – als dichotom skalierte Variable mit den beiden Kategorien „Fallzahl 2009 < 30 Frühgeborene“ versus „Fallzahl 2009 \geq 30 Frühgeborene“. Dies ermöglicht es zu beurteilen, ob in Krankenhäusern mit einem Versorgungsvolumen von mindestens 30 die adjustierte Mortalität insgesamt tatsächlich niedriger ist als in Krankenhäusern mit einem geringeren Versorgungsvolumen. Zum anderen wird die Fallzahl als kategoriale Variable mit den 13 Kategorien „< 5“, „5 bis 9“, ..., „55 bis 59“ und „ \geq 60“ betrachtet. Durch die Einteilung in 5er-Schritte ist es möglich, die Fallzahlkategorien, die im Zusammenhang mit der Mindestmengenregelung besonders relevant sind (eine Fallzahl von 14 für die bereits konsentrierte beziehungsweise 30 für die aktuelle Mindestmengenregelung), genauer zu untersuchen. Zudem können sie auf diese Weise direkt mit der Referenzkategorie „ \geq 60“ – in der die Krankenhäuser vermeintlich mit besonders hoher Qualität versorgen – verglichen werden. Als Signifikanzniveau wurde für beide Varianten der Wert 0,05 gewählt.

Diskriminationsfähigkeit der Mindestmengenregelung

Um die Eignung der Mindestmengenregelung als Instrument zur Versorgungssteuerung einschätzen zu können, wurde ihre Diskriminationsfähigkeit analysiert. Die Berechnung der entsprechenden Gütemaße erfolgte in ähnlicher Weise wie zum Beispiel bei diagnostischen Tests. So beschreibt die Falsch-Negativ-Rate den Anteil der als gesund (negatives Testergebnis) eingestuftten Patienten an der Gesamtheit der eigentlich kranken Patienten. Der positive prädiktive Wert gibt den Anteil der tatsächlich kranken Patienten an der Gesamtheit der als krank (positives Testergebnis) eingestuftten Patienten an. Falsch-Negativ-Rate und positiver prädiktiver Wert sind die Gütemaße, die auch hier relevant sind.

Aus versorgungsstruktureller Sicht ist von Interesse, wie hoch der Anteil der Krankenhäuser an der Gesamtheit der mit überdurchschnittlicher Qualität versorgenden Häuser ist ($O/E < 1$), die aufgrund der Mindestmengenregelung nicht mehr an der Versorgung beteiligt wären (Fallzahl < 30). Daher wird auf Krankenhausenebene die Falsch-Negativ-Rate berechnet. Die Eltern der Frühgeborenen interessiert dagegen die Frage, in welchem Krankenhaus die größte Aussicht darauf besteht, dass ihr Kind mit überdurchschnittlicher Qualität ($O/E < 1$) versorgt wird. Entsprechend der Mindestmengenregelung müssen die Eltern davon ausgehen, dass dies am ehesten in großen Häusern (Fallzahl \geq 30) der Fall ist. Daher wird auf Frühgeborenenenebene über die Berechnung des positiven prädiktiven Werts die Wahrscheinlichkeit dafür geschätzt, dass Kinder in großen Häusern auch tatsächlich mit überdurchschnittlicher Qualität behandelt werden.